

Marília Miranda Forte Gomes

**Passado e presente:  
uma análise dos determinantes da  
mortalidade entre idosos com base nos  
dados da SABE 2000-2006**

Belo Horizonte, MG  
UFMG/Cedeplar  
2011

Marília Miranda Forte Gomes

**Passado e presente: uma análise dos  
determinantes da mortalidade entre idosos com  
base nos dados da SABE 2000-2006**

Tese apresentada ao curso de Doutorado 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 Doutor em Demografia.

Orientador: Prof. PhD. Cássio Maldonado Turra  
Co-orientador: Prof.<sup>a</sup> PhD. Moema Gonçalves B. Fígoli

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG  
2011

## Folha de Aprovação

*Para vovó Lídia, vovó Maria e Vovô Forte (in memorian)*

*Para papai (in memorian) e mamãe*

*Para o meu irmão querido Mirandinha*

*Para os meus afilhados Letícia, Davi e Carolzinha...*

*... gerações 'passadas e presentes' tão importantes na  
minha vida...*

## AGRADECIMENTOS

*“No final das contas, talvez seja mais sábio se render à milagrosa abrangência da generosidade humana e simplesmente continuar dizendo a todas as pessoas deste mundo que nos apóiam: ‘obrigado’, para sempre e com sinceridade, enquanto tivermos voz.” (Elizabeth Gilbert).*

Não é fácil encontrar as palavras ‘certas’ para expressar a grandiosidade deste momento. Eu olho para trás, para a trajetória percorrida, e vejo as oportunidades de crescimento pessoal e profissional que a mim foram proporcionadas. E agora, envolta de tanta emoção, gostaria de não apenas agradecer, como solicitam os ditames formais da academia, mas também dividir o mérito deste trabalho com todos aqueles que contribuíram para que ele se tornasse realidade.

Em primeiro lugar, eu agradeço a Deus que me presenteou com o dom da vida e que me permitiu sonhar, buscar e conquistar!

A meu pai (*in memoriam*) e a minha mãe, ‘doutores’ na ciência de viver, obrigada pelo amor incondicional, pela compreensão, pela renúncia e até pelo sacrifício doados ao longo dessa caminhada. A luz que emana desta conquista também pertence a você Mirandinha, meu irmão querido, que, ao lado da minha cunhada Carol, sempre acreditou em mim! ‘Como é grande o meu amor por vocês...’

Aos familiares que, mesmo de longe, se faziam presente e me brindaram com muitos gestos de carinho e motivação.

Ao prof. Cássio, meu orientador de curso e tese, pelo constante incentivo, pela paciência, pelo apoio, por direcionar as minhas idéias e pela dedicação que colocou neste trabalho. Você é um exemplo ímpar de professor, pesquisador e de ser humano. As palavras não são suficientes para agradecer a amizade e a confiança em mim depositada.

À profa. Moema, co-orientadora desta tese, pelas sugestões valiosas em todas as fases da execução deste trabalho e, especialmente, pela amizade e carinho.

Aos membros da banca de qualificação e de defesa pelas sugestões preciosas que muito contribuíram para o aprimoramento deste trabalho.

A cada um dos professores de Demografia do Cedeplar, meus agradecimentos mais do que merecidos. Mais do que mestres, vocês foram amigos e me apoiaram em vários momentos importantes desta jornada. Sou uma 'discípula' que guardará para sempre na memória os ensinamentos e no coração, a gratidão, o respeito e a saudade...

A todos os funcionários agradeço o esforço, a dedicação e a gentileza excepcional.

À profa. Ana Maria Nogales, a quem tenho grande admiração e apreço. Obrigada pela confiança, pelo apoio, pelos conselhos e, principalmente, por ter me contagiado, desde a graduação, com a sua paixão pela Demografia.

Aos meus gatinhos Lulu Santos e Marrombombom: sempre tão amáveis e companheiros... Nós escrevemos 'juntos' esta tese! (rs)

Aos meus amigos de Brasília tão especiais: Angela, Vinicius, Margareth, Ana Mary, Igor, Karlinha, Daniela, Renato, Franciele e Mariana. Vocês contribuíram de uma forma muito especial para a realização deste doutorado, sempre vibram com o meu sucesso e me fazem sentir o quão importante é ter um amigo.

Às amigas: Zezé, Mamá, Francisca, Lúcia, Eleusa e Janete, eu agradeço o carinho e a presença constante na minha casa e na minha vida.

Aos colegas do Cedeplar, advindos de coortes diferentes, agradeço a troca de idéias, as risadas compartilhadas e as discussões calorosas. Também quero deixar um agradecimento especial para aqueles, cuja amizade ultrapassou os limites de uma sala de aula: Marcos, Heloísa, Jaqueline, João Manguê e Mário.

Aos meus eternos amigos Vanessa (e toda a sua família), Marla, Marina, Fabiano e Cláudia: o valor da nossa amizade não foi provado apenas nos momentos bons, mas também nos momentos de dificuldades e tristezas. Obrigada pelo apoio incondicional quando precisei e pelos valiosos estímulos que recebi durante a fase de elaboração da minha tese. Vocês moram no meu coração!

À Pilar e à Eliana pelos bons momentos vividos enquanto dividimos moradia em Belo Horizonte. Ou melhor, mais do que o apartamento, juntas dividimos também

tristezas e frustrações, mas, especialmente, alegrias e descobertas que serão sempre lembradas com muito carinho. É muito bom contar com a amizade de vocês. Agradeço igualmente a Tia Marli, que gentilmente nos cedeu o apartamento em BH e de maneira muito especial sempre foi muito atenciosa e amiga.

Aos meus afilhados Letícia, Davi e Carolzinha: tão amorosos, tão encantadores e tão queridos pela dinda coruja!

Ao meu 'mozão' Manuel. Eu caminhava sozinha até que você apareceu e os dias se tornaram pequenos para tanta felicidade. Obrigada pelo amor, pelo carinho, pelo incentivo essencial e por todo o apoio emocional que me proporcionou durante a elaboração da tese. Você é especial para mim!

À profa. Maria Lúcia Lebrão pelas bases de dados cedidas e utilizadas nesta tese e ao Fernão pelo apoio técnico.

Ao Cedeplar, que brindou durante todos estes anos de doutorado com os meios necessários e de altíssima qualidade para a minha formação profissional.

Por fim, à CAPES e à FAPEMIG pelo apoio financeiro recebido nos três primeiros anos do Doutorado.

Os gestos de carinho, de apoio e de amizade que recebi tantas e tantas vezes nesta trajetória por pessoas tão queridas estão presentes nas entrelinhas desta tese. A todos os meus mais sinceros agradecimentos!

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ABVD – Atividades Básicas da Vida Diária

AIDS – *Acquired Immune Deficiency Syndrome*

AIVD – Atividades Instrumentais da Vida Diária

BID – Banco Interamericano de Desenvolvimento

CEPAL – Comissão Econômica para América Latina e o Caribe

CISA – Centro de Informações sobre Saúde e Álcool

FNUAP – Fundo de População das Nações Unidas

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

LAC – Latino Americana e Caribenha

MG – Minas Gerais

MLG – Modelos Lineares Generalizados

MS – Ministério da Saúde

NIAAA – *National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism*

OIT – Organização Internacional do Trabalho

PIB – Produto Interno Bruto

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PPV – Pesquisa de Padrões de Vida

PRO-AIM – Programa de Aprimoramento das Informações de Mortalidade

RTM – Razão entre as Taxas de Mortalidade

SABE – Saúde, Bem-estar e Envelhecimento

SIM – Sistema de Informações sobre Mortalidade

UF – Unidade da Federação

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

UPA – Unidade Primária de Amostragem

USP – Universidade de São Paulo



## SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO .....	1
2. FONTE DE DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	7
2.1 Fonte de dados: o Projeto SABE.....	7
2.1.1 Limitações gerais da base de dados .....	12
2.2 Uma apresentação geral do modelo a ser utilizado e sua justificativa .....	14
2.2.1 O modelo de regressão de Poisson .....	15
2.2.2 Adaptando o modelo de regressão de Poisson para os casos de variação no tempo de seguimento.....	16
2.3 Ponderação da amostra .....	18
3. DIFERENCIAIS DE MORTALIDADE SEGUNDO ESTADO MARITAL .....	21
3.1 Diferenciais de mortalidade por estado marital: principais resultados de estudos já realizados.....	23
3.2 Efeito protetor <i>versus</i> seletividade marital: as hipóteses que buscam explicar os diferenciais de sobrevivência entre casados e não casados .....	26
3.2.1 A dissolução do casamento e a hipótese do estresse.....	30
3.3 Aspectos metodológicos.....	32
3.3.1 Variáveis selecionadas.....	32
3.3.2 Modelagens propostas .....	41
3.4 Descrição da amostra, segundo estado marital .....	44
3.5 Resultados dos modelos estatísticos .....	47
3.5.1 Análise univariada .....	47
3.5.2 Análise multivariada .....	54
3.6 Discussão.....	58
4. MORTALIDADE ENTRE IDOSOS E ASPECTOS SOCIOECONÔMICOS: UMA ANÁLISE COM BASE NO INDICADOR EDUCAÇÃO.....	60

4.1 A relação entre educação e mortalidade adulta / idosa.....	65
4.1.1 A educação como uma medida de status socioeconômico: vantagens, desvantagens e como ela pode influenciar a sobrevivência nas idades adultas e mais avançadas .....	65
4.1.2 Resultados de alguns dos principais estudos já realizados nos países desenvolvidos.....	69
4.1.3 A relação entre educação e mortalidade nos países em desenvolvimento: uma breve revisão dos estudos realizados no Brasil .....	73
4.2 Aspectos metodológicos.....	78
4.2.1 Modelo conceitual adotado.....	78
4.2.2 Variáveis selecionadas.....	80
4.2.3 Modelagens propostas .....	84
4.3 Descrição da amostra analisada, segundo nível de escolaridade.....	87
4.4 Resultados .....	89
4.4.1 Estimativas de mortalidade entre idosos residentes no município de São Paulo, segundo nível de escolaridade.....	89
4.4.2 Impacto da educação sobre a mortalidade de idosos: efeito residual/marginal e efeito indireto.....	93
4.4.2.1 Decomposição do efeito total .....	96
4.5 Discussão.....	98
5. CONDIÇÕES DE VIDA NA INFÂNCIA E MORTALIDADE NAS IDADES AVANÇADAS .....	102
5.1 As condições no início da vida como determinantes da mortalidade entre idosos .....	103
5.1.1 A relação entre características na infância e sobrevivência nas idades avançadas: os mecanismos diretos e indiretos .....	103
5.1.2 Estudos empíricos: uma revisão dos principais resultados .....	105
5.2 Aspectos metodológicos.....	113

5.2.1 Variáveis explicativas .....	113
5.2.2 Modelagens propostas .....	119
5.3 Resultados .....	121
5.3.1 Análise univariada .....	121
5.3.2 Análise multivariada .....	124
5.4 Discussão.....	126
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	130
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	135
APÊNDICES.....	161
Apêndice A: Processo de amostragem do Estudo SABE.....	161
ANEXOS .....	164

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – Composição da amostra na primeira e na segunda coleta de dados do Estudo SABE. Município de São Paulo, 2000-2006.....	9
TABELA 1 – Situação final da amostra do Estudo SABE e estado final considerado nas análises propostas. Município de São Paulo, 2000-2006 ....	10
FIGURA 2 – Estado final considerado na amostra analisada. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	11
QUADRO 1 – Variáveis explicativas que representam características demográficas da população idosa.....	34
QUADRO 2 – Variáveis explicativas que representam características socioeconômicas dos idosos.....	35
QUADRO 3 – Variáveis explicativas que representam características do meio social do idoso.....	37
QUADRO 4 – Variáveis explicativas que representam condições de saúde dos idosos.....	37
QUADRO 5 – Variáveis explicativas que representam estilo de vida dos idosos.....	39
QUADRO 6 – Sequência de modelos estimados para a análise dos diferenciais de mortalidade por estado marital.....	43
TABELA 2 – Distribuição relativa das características da amostra no <i>baseline</i> , segundo estado marital e sexo. Município de São Paulo, 2000-2006.....	45
TABELA 3 – Análise univariada dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital, segundo sexo. Município de São Paulo, 2000-2006.....	49
TABELA 4 – Coeficientes da regressão de Poisson, na análise univariada, do número de mortes dos idosos como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano), para homens, mulheres e amostra total, por estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	50

TABELA 5 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	50
FIGURA 3 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	51
TABELA 6 – Coeficientes da regressão de Poisson do número de mortes dos idosos como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano), para homens, mulheres e amostra total, por estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	52
TABELA 7 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo, grupos de idade e estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006.....	52
FIGURA 4 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e estado marital para o grupo etário de 60 a 69 anos. Município de São Paulo, 2000-2006.....	53
TABELA 8 – Resultado dos modelos multivariados estimados para a análise dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital. Homens. Município de São Paulo, 2000-2006.....	55
TABELA 9 – Resultado dos modelos multivariados estimados para a análise dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital. Mulheres. Município de São Paulo, 2000-2006.....	56
FIGURA 5 – Como a educação e a mortalidade podem se relacionar.....	69
FIGURA 6 – Modelo causal utilizado para analisar a relação entre mortalidade e educação com base nas informações sobre a população idosa residente no município de São Paulo, 2000-2006 .....	78
QUADRO 7 – Variáveis explicativas que representam características demográficas da população idosa.....	81
QUADRO 8 – Variáveis explicativas que representam aspectos sociais do idoso .....	82
QUADRO 9 – Variáveis explicativas que representam condições de saúde dos idosos.....	82
QUADRO 10 – Variáveis explicativas que representam comportamentos de risco .....	83

QUADRO 11 – Modelos de Regressão de Poisson estimados para a análise dos diferenciais de mortalidade, por escolaridade. ....	85
TABELA 10 – Distribuição relativa das características da amostra no <i>baseline</i> , segundo nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	88
TABELA 11 – Coeficientes da regressão de Poisson do número de mortes dos idosos como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano). Município de São Paulo, 2000-2006 .....	90
TABELA 12 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006.....	91
FIGURA 7 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006.....	91
TABELA 13 – Taxas de mortalidade (%) segundo grupos de idade e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006.....	92
TABELA 14 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo, grupos de idade e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	93
TABELA 15 – Resultados do modelo de regressão de Poisson para a análise do efeito da educação sobre a mortalidade de idosos. Município de São Paulo, 2000-2006.....	95
TABELA 16 – Decomposição do efeito total do nível de escolaridade sobre a mortalidade de idosos, segundo efeitos residual/marginal e indireto. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	97
QUADRO 12 – Tipologia das relações entre condições na infância e risco de mortalidade na fase adulta.....	104
FIGURA 8 – A relação entre condições na infância e mortalidade, mediada por condições intermediárias adquiridas na fase adulta (após os 15 anos de idade) .....	107
QUADRO 13 – Variáveis explicativas que representam características demográficas da população idosa.....	114

QUADRO 14 – Variáveis explicativas que representam condições na infância dos idosos.....	115
QUADRO 15 – Variáveis explicativas que representam características sócio-econômicas e de estilo de vida da população idosa .....	117
QUADRO 16 – Sequência de modelos estimados para a análise da relação entre condições na infância e mortalidade nas idades avançadas .....	120
TABELA 17 – Distribuição relativa e análise univariada das variáveis selecionadas para analisar a relação entre condições na infância e mortalidade de idosos. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	122
TABELA 18 – Resultados dos modelos multivariados estimados para analisar a relação entre condições na infância e mortalidade de idosos. Município de São Paulo, 2000-2006 .....	124
FIGURA A1 – Amostra mestra dos setores censitários distribuídos segundo zonas geográficas. Município de São Paulo (1995-2000).....	162
TABELA A1 – Comparação entre amostra final analisada e amostra total, segundo variáveis utilizadas para analisar a relação entre estado marital e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006.....	165
TABELA A2 – Comparação entre amostra final analisada e amostra total, segundo variáveis utilizadas para analisar a relação entre educação e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006.....	166
TABELA A3 – Comparação entre amostra final analisada e amostra total, segundo variáveis utilizadas para analisar a relação entre mortalidade e condições na infância. Município de São Paulo, 2000-2006.....	167
QUADRO A1 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 3) que analisa a relação entre estado marital e mortalidade. HOMENS. Município de São Paulo, 2000-2006.....	168
QUADRO A2 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 3) que analisa a relação entre estado marital e mortalidade. MULHERES. Município de São Paulo, 2000-2006.....	168

QUADRO A3 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 1) que analisa a relação entre educação e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006.....	169
QUADRO A4 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 3) que analisa a relação entre condições na infância e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006.....	169



## RESUMO

Atualmente, os idosos constituem o segmento populacional que mais cresce no mundo, especialmente nos países em desenvolvimento. Além do processo de envelhecimento da estrutura etária da população, devido principalmente à queda continuada dos níveis de fecundidade, também têm sido observadas, tanto nos países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento, reduções significativas da mortalidade entre a população idosa. Diante desse cenário, estudos sobre determinantes da mortalidade na população com 60 anos e mais são cada vez mais centrais.

Assim sendo, esta tese tem três objetivos principais: (i) analisar, para a população com 60 anos e mais, a associação entre mortalidade e estado marital, controlando por variáveis que representam condições de saúde, status sócio-econômico e estilo de vida; (ii) estimar taxas de mortalidade, segundo nível de escolaridade, e avaliar o efeito da educação sobre a mortalidade de idosos; e, (iii) identificar uma possível relação entre condições socioeconômicas e de saúde na infância e mortalidade nas idades avançadas. Para alcançar os objetivos propostos, foram utilizadas as informações do Estudo SABE (Saúde, Bem-estar e Envelhecimento) realizado no período de 2000-2006 no município de São Paulo. As análises estatísticas têm como base os modelos de regressão de Poisson que levam em consideração nas suas estimativas o tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano).

Os resultados confirmam a importância de estar casado para a sobrevivência de homens e mulheres e sugerem que tanto mecanismos de seleção quanto de proteção são importantes para analisar o diferencial de mortalidade por estado marital na população com 60 anos e mais analisada. Para os idosos do sexo masculino, verificou-se que ser solteiro se manteve como um fator independentemente associado com a mortalidade. Por sua vez, a transição para fora do matrimônio, por meio da separação/divórcio ou viuvez, parece elevar a chance de morte das mulheres idosas analisadas. Assim como observado em vários países desenvolvidos, verificou-se também na amostra analisada que

quanto maior é o nível de escolaridade dos idosos, menores são as taxas de mortalidade, independente do sexo. Ao decompor o efeito total da educação sobre a mortalidade, constatou-se ainda que essa relação é devida principalmente a fatores intermediários ou intervenientes (66%), cuja participação maior é representada pelo conjunto de variáveis que compõem os comportamentos de risco (46%). Por fim, observa-se que, em grande medida, a associação entre condições na infância e mortalidade nas idades avançadas é atenuada por características sócio-econômicas e de estilo de vida adquiridas na fase adulta.

Espera-se que os achados desta tese possam contribuir para um melhor entendimento dos fatores associados à sobrevivência dos idosos, além de subsidiar políticas de saúde e de desigualdade voltadas para esse contingente populacional.

---

**Palavras-chave:** Idosos, Mortalidade, Estado marital, Educação, Condições na infância.

---

## ABSTRACT

Currently, the elderly are the most growing population group in the world, particularly in developing countries. Beyond of aging process of the population age structure, mainly due to the continued decline of fertility rates have also been observed both in the developed countries as in developing countries, significant reductions in mortality among the elderly. Accordingly with this premise many studies about mortality determinants in the population with 60 and over are more focused.

In this way, this dissertation has three main goals: *(i)* review for the population with 60 and over, the association between mortality and marital status, controlling for variables that represent health conditions, socioeconomic status and lifestyle; *(ii)* to estimate mortality rates, according to education level, and evaluate the effect of education on mortality in the elderly, and *(iii)* to identify a possible relationship between socioeconomic status and health in childhood and mortality in older ages. To achieve the proposed goals, it was used the information from the “SABE Study” (Health, Welfare and Aging) 2000-2006 realized in São Paulo. The statistical analysis was performed based on Poisson regression models that take in consideration the estimated time of exposure to risk of death (person-years).

The results confirmed the importance of be married to the long life of men and women and suggest that both selection mechanisms of protection are as important to analyze the differential mortality by marital status among the elderly living in São Paulo. Among elderly men, it was found that being single has remained a factor independently associated with mortality. In turn, the transition out of marriage, through the separation / divorce or widowhood, appears to increase the risk of death in older women analyzed. As observed in several developed countries, there has also been analyzed in the sample is that the higher the education level of the elderly, the lower mortality rates, regardless of sex. By decomposing the total effect of education on mortality, it was found that this relationship is mainly due to intermediary factors (66%), whose participation is most represented by risk behaviors (46%). Finally, it is observed that in large

measure, the association between childhood conditions and mortality in old age is attenuated by socio-economic and lifestyle acquired in adulthood.

It is hoped that the findings of this report can contribute to a better understanding of the factors associated with survival of the elderly, in addition to supporting health policies and inequality at this population group.

---

**Keywords:** Elderly, Mortality, Marital Status, Education, Childhood conditions.

---

# 1. INTRODUÇÃO

Atualmente, os idosos constituem o segmento populacional que mais cresce no mundo, especialmente nos países em desenvolvimento. Projeções das Nações Unidas sugerem que em meio século – 2000 a 2050 – a proporção da população com 60 anos e mais aumentará de 19,5% para 31,9% nas regiões desenvolvidas e será 2,6 vezes maior nas áreas em desenvolvimento. Essas mesmas projeções indicam também que, em 2100, a estrutura etária dos países em desenvolvimento será tão envelhecida quanto à dos países desenvolvidos (United Nations, 2011).

Além do processo de envelhecimento da estrutura etária da população, devido principalmente à queda continuada dos níveis de fecundidade, também têm sido observadas, tanto nos países desenvolvidos quanto nos em desenvolvimento, reduções significativas da mortalidade entre a população idosa (Kannisto *et al*, 1994; Camarano, Kanso & Mello, 2004; Campos & Rodrigues, 2004; Janssen, Kunst & Mackenbach, 2005). Este declínio da mortalidade nas idades mais avançadas não só contribui para o aumento geral da esperança de vida ao nascer, como também é parcialmente responsável por acréscimos cada vez maiores do volume, da proporção e do número médio de anos vividos pelos idosos nestas populações (Moreira, 2002; Carvalho & Garcia, 2003; Janssen, Kunst & Mackenbach, 2005; Campos, 2009).

Diante desse cenário de envelhecimento populacional, estudos sobre determinantes da mortalidade entre a população com 60 anos e mais são cada vez mais centrais. Neste contexto, Zimmer, Martin & Lin (2003) destacam que os trabalhos realizados nos países desenvolvidos sobre fatores associados à mortalidade adulta podem ser divididos em três grandes grupos:

(i) *Estudos sobre diferenciais de mortalidade segundo características sociodemográficas, ao nível do indivíduo*: por exemplo, Case & Paxson (2004) e Gjonça *et al* (2005) mostraram em seus estudos que as mulheres têm menores chances de morrer do que os homens. Turra *et al* (2005), entre os resultados, destacam que a idade cronológica está positivamente relacionada com a

mortalidade. Quando comparado aos solteiros, viúvos e divorciados, Hu & Goldman (1990) e Mostafa & Van Ginneken (2000) observaram que os indivíduos casados tendem a apresentar maior sobrevivência durante todo o ciclo de vida. Preston & Taubman (1994), mostram que existe uma relação inversa entre o nível socioeconômico e mortalidade e essa pode se estender até as idades mais avançadas, porém de maneira menos acentuada;

(ii) *Estudos que relacionam mortalidade adulta e condições adversas no início da vida:* pesquisas realizadas mais recentemente mostram que os indivíduos que, nos primeiros anos de vida, foram expostos a uma carga de doenças maior, que tiveram acesso limitado a tratamento e prevenção (por exemplo, vacinas) e viveram na pobreza, tendem a apresentar maiores risco de mortalidade na fase adulta e nas idades mais avançadas (Elo & Preston, 1992; Hayward & Gorman, 2004);

(iii) *Estudos que utilizam a auto-avaliação da saúde, nas idades avançadas, como preditora da mortalidade no curto prazo:* além de um indicador atual do estado de saúde, a percepção da saúde pelos idosos pode capturar um acúmulo de exposições de vida, experiências e cuidado. Mesmo quando outros fatores relacionados com a saúde são controlados, a auto-avaliação da saúde continua a ser um importante preditor da mortalidade no curto prazo (Idler & Benyamini, 1997). Ao mesmo tempo, Guralnik *et al* (1994) e Fried *et al* (1998) evidenciam que auto-relatos de limitações funcionais e testes de desempenho funcional podem também servir como variáveis preditoras da mortalidade, sobretudo nas idades mais avançadas.

Além dessas características investigadas no nível individual, Zimmer, Martin & Lin (2003) e Fernandes (2007) acrescentam que, nas sociedades contemporâneas, o acesso aos cuidados de saúde e o planejamento e a implementação de políticas públicas que têm como objetivo promover *estilos de vida mais saudáveis* podem também influenciar a mortalidade entre idosos. No entanto, esse tipo de análise tem sido pouco explorado porque as informações de mortalidade e os dados sobre o acesso a cuidados de saúde e/ou de avaliação de políticas públicas geralmente coletadas, não estão disponíveis em conjunto.

A disponibilidade de dados ao nível do indivíduo, especialmente a partir de pesquisas desenvolvidas nas áreas de demografia e saúde, tem sido cada vez maior nas últimas décadas e o uso concomitante de modelos multivariados tem permitido a realização de estudos mais detalhados sobre os determinantes da mortalidade (Elo & Preston, 1996; Turra *et al*, 2005). Todavia, Janssen, Kunst & Mackenbach (2005), Fernandes (2007) e Manzoli *et al* (2007) salientam que nem sempre é possível avaliar com precisão a importância relativa de toda a combinação de fatores determinantes e preditores da mortalidade. Contudo, é importante ter conhecimento dos fatores que podem ser modificados entre aqueles que, quando presentes, aumentam o risco de morte, especialmente para identificar os indivíduos mais vulneráveis, subsidiar políticas públicas e para a formulação de hipóteses de projeção da mortalidade nas idades adulta e mais avançadas.

Particularmente, o Brasil está entre as sociedades que envelhece mais rapidamente no mundo. Nos últimos 70 anos, o número absoluto de pessoas com 60 anos e mais aumentou doze vezes. Segundo o IBGE, em 1940 foram recenseados 1,7 milhão de idosos no Brasil e, em 2010, 20,5 milhões. A participação relativa dessa população que era de 5,1%, em 1970, passou para 8,6%, em 2000 e, segundo o último Censo, já representa 10,8% da população total. Espera-se que em 2050 existam 64,0 milhões de pessoas com 60 anos e mais no Brasil, o que representará uma população, aproximadamente, três vezes maior do que aquela recenseada em 2010 (United Nations, 2011).

Ao mesmo tempo, o número médio de anos vividos por um indivíduo está crescendo entre a população brasileira. As contribuições para este aumento estão sendo positivas praticamente em todas as idades, em especial entre os adultos e os idosos, inclusive entre os mais idosos (Botega, Ribeiro & Machado, 2006). Segundo o IBGE, entre 1991 e 2008, a esperança de vida da população brasileira aos 60 anos experimentou um aumento de 2,6 anos. A queda da mortalidade para esse subgrupo da população foi observada, principalmente, entre os mais idosos (população com 80 anos e mais). No período de 1991-2008, por exemplo, a esperança de vida aos 80 anos passou de 7,5 para 9,6 anos. Há indícios de que a sobrevivência entre a população idosa pode ainda aumentar em todo o mundo e

ao comparar o Brasil com outros países em processo de envelhecimento mais avançado, espera-se que a mortalidade entre os idosos brasileiros continue caindo (Vaupel, 1998; Camarano, Kanso & Mello, 2004). No entanto não se sabe exatamente o que determinará a velocidade e a magnitude dessa queda no futuro. Sendo assim, torna-se importante estudar não apenas a tendência futura da mortalidade entre a população idosa, mas principalmente os determinantes associados à sobrevivência desse contingente populacional.

Neste contexto, o **primeiro objetivo** desta tese é analisar, para a população com 60 anos e mais, a associação entre mortalidade e estado marital, controlando por variáveis que representam condições de saúde (saúde auto-reportada, número de doenças crônicas e presença de incapacidades), *status* socioeconômico (nível de escolaridade, tipo de plano de saúde e se tem casa própria) e meio social (parturição, se mora sozinho e participação em atividades comunitárias). Segundo a literatura, essas informações são importantes tanto para avaliar um possível efeito do estado marital sobre a mortalidade de homens e mulheres idosos, como para ter indícios de uma possível contribuição dos fatores econômicos e sociais para a relação entre casamento e sobrevivência nas idades mais avançadas (Goldman, Korenman & Weinstein, 1995).

Tendo em vista que a educação pode refletir recursos econômicos, acesso a serviços de saúde e contribuir para comportamentos de baixo risco, influenciando assim a sobrevivência dos indivíduos, o **segundo objetivo** desta tese é estimar as taxas de mortalidade, segundo níveis de escolaridade e analisar o efeito da educação sobre a mortalidade da população com 60 anos e mais. Para essa análise, utilizou-se o modelo proposto por Liu, Hermalin & Chuang (1998). Nesse modelo, avaliou-se tanto a influência indireta da educação sobre a mortalidade mediada principalmente pelas condições de saúde, pelos comportamentos de risco e pelas relações sociais, como também o efeito residual/marginal da relação entre mortalidade e educação sobre a sobrevivência dos idosos.

Por fim, o **terceiro objetivo** é analisar a relação entre a mortalidade dos idosos e as condições socioeconômicas e de saúde na infância, e, investigar se essa relação se mantém ou fica enfraquecida quando são consideradas nas análises variáveis que representam estilo de vida e condições sociais e econômicas



adquiridas após os 15 anos de vida (fase adulta). Considerada pelos pesquisadores como uma área de investigação relativamente nova, a literatura destaca que as condições de vida na infância podem atuar diretamente sobre a mortalidade de adultos e idosos, a partir da influência fisiológica das condições de saúde quando criança, e/ou indiretamente quando associadas a variáveis não fisiológicas, tais como seletividade e as condições do meio em que os indivíduos viveram nos primeiros anos de vida (Preston, Hill & Drevenstedt, 1998; Gagnon & Mazan, 2006).

Para cada um dos três objetivos desta tese, desenvolveu-se um capítulo e todos têm como base metodológica o emprego de modelos de Regressão de Poisson que levam em consideração nas suas estimativas a variação do tempo de risco observada entre os indivíduos. Desta maneira, o número de óbitos entre os idosos analisados foi estimado como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano) e dos fatores associados à mortalidade.

Para tanto, foram utilizados os dados do Projeto Saúde, Bem-estar e Envelhecimento (SABE) realizado no período 2000-2006. Este estudo teve como objetivo traçar as condições de vida e saúde das pessoas com 60 anos e mais residentes no município de São Paulo<sup>1</sup>. No total, foram entrevistados 2.143 idosos, não institucionalizados, com base em 2000 e *follow-up* em 2006. Entre os 2.143 entrevistados no início do estudo, 1.355 estavam vivos em 2006, 649 haviam falecido entre 2000-2006 e 139 não foram localizados (Lebrão *et al*, 2008).

A utilização desta base para os objetivos propostos nesta tese é oportuna, pois, conforme Tuljapurkar & Boe (1998), Johnson *et al* (2000) e Brockmann & Klein (2002) enfatizam, além de se tratar de um conjunto de informações rico em atributos individuais referentes à população idosa, a sua utilização elimina um possível viés entre numerador e denominador quando se utiliza dados de período provenientes de fontes diferentes. Não obstante, trata-se de um *survey* aplicado em uma população da região Latino Americana e Caribenha (LAC), cujas

---

<sup>1</sup> De acordo com os dados dos últimos censos demográficos, entre os municípios brasileiros que estão em estágio avançado de processo de envelhecimento, destaca-se o município de São Paulo, cujo número de indivíduos com 60-69, 70-79 e 80 anos e mais de idade cresceu 34%, 29% e 75%, respectivamente, entre 2000 e 2010.

características sócio-demográficas se assemelham a de países em desenvolvimento, onde esse tipo de estudo é ainda pouco comum.

Além desta introdução, esta tese é composta por mais cinco capítulos. O capítulo 2 apresenta a fonte de dados e a metodologia utilizadas para o desenvolvimento deste trabalho. O terceiro capítulo tem como foco a associação entre mortalidade e estado marital e, portanto, apresenta uma revisão dos principais estudos já realizados dentro dessa temática, as modelagens estatísticas propostas para atingir o primeiro objetivo desta tese, os resultados e a discussão dos mesmos. Uma revisão da literatura sobre a relação entre educação e mortalidade adulta e os resultados de alguns dos principais estudos, sobre esse tema, já realizados em países desenvolvidos e em desenvolvimento são apresentados no quarto capítulo. Ao mesmo tempo, são expostas as estratégias metodológicas relacionadas ao segundo objetivo deste trabalho, bem como as estimativas das taxas de mortalidade, segundo níveis de escolaridade, e a análise do efeito da educação sobre a mortalidade de idosos. O capítulo 5 aborda as condições de vida na infância e a sua relação com a mortalidade nas idades avançadas e também são apresentados e discutidos os achados relacionados com o terceiro objetivo. Por fim, o capítulo 6 traz as considerações finais desta tese.

## 2. FONTE DE DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS

Este capítulo tem como objetivo apresentar a fonte de dados e o modelo utilizado para a análise dos determinantes da mortalidade entre idosos. A primeira seção é dedicada a uma breve descrição da base de dados e expõe como foi determinada a condição de sobrevivência de cada idoso na amostra final analisada, bem como limitações da base de dados utilizada. Na seção posterior, faz-se uma apresentação geral do método empregado para atingir os três objetivos propostos nesta tese. Na terceira e última seção, são apresentadas algumas considerações de como foi realizada a ponderação da amostra final analisada.

### 2.1 Fonte de dados: o Projeto SABE

A análise dos determinantes da mortalidade dos idosos residentes em São Paulo, para o período 2000-2006, foi realizada com base nos dados do Projeto Saúde, Bem-estar e Envelhecimento (SABE), levada a campo no ano de 2000 nos principais centros urbanos de sete países da América Latina e Caribe<sup>2</sup>. Esse estudo foi desenvolvido pela Organização Pan-Americana de Saúde, em convênio interagencial integrado pela Comissão Econômica para América Latina e o Caribe (CEPAL), o Fundo de População das Nações Unidas (FNUAP), o Programa de Envelhecimento das Nações Unidas, a Organização Internacional do Trabalho (OIT) e o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), contando ainda com a colaboração de diferentes países que fizeram parte do estudo (Lebrão & Laurenti, 2005).

O Estudo SABE teve como objetivo traçar as condições de vida e saúde das pessoas com 60 anos e mais das localidades em estudo. A base de dados contém informações sobre: características demográficas gerais e da família; autorrelato de saúde e doenças crônicas; medidas antropométricas, de incapacidade funcional, de depressão e de estado cognitivo; uso e acesso a

---

<sup>2</sup> Bridgetown (Barbados); Buenos Aires (Argentina); São Paulo (Brasil); Santiago (Chile); Havana (Cuba); Cidade do México (México) e Montevidéu (Uruguai).

serviços de saúde; características da moradia; transferências familiares e institucionais; história laboral e fontes de ingresso (Palloni & Peláez, 2003; Lebrão & Laurenti, 2005; Lebrão & Duarte, 2008; Lebrão *et al*, 2008).

No Brasil, o SABE foi realizado no Município de São Paulo, com base em uma amostra representativa da população urbana de 60 anos e mais. Essa amostra foi composta por duas partes: na primeira foram entrevistados 1.568 idosos com base em uma amostra probabilística. Já a segunda parte é constituída por 575 entrevistas de idosos residentes nos distritos em que se realizaram a primeira parte e corresponde ao acréscimo efetuado para compensar a mortalidade na população de maiores de 75 anos e completar o número desejado de entrevistas nesta faixa etária<sup>3</sup>. Ao final, 2.143 idosos, não institucionalizados, foram entrevistados entre outubro de 1999 e dezembro de 2000 (Lebrão & Laurenti, 2005; Lebrão & Duarte, 2008).

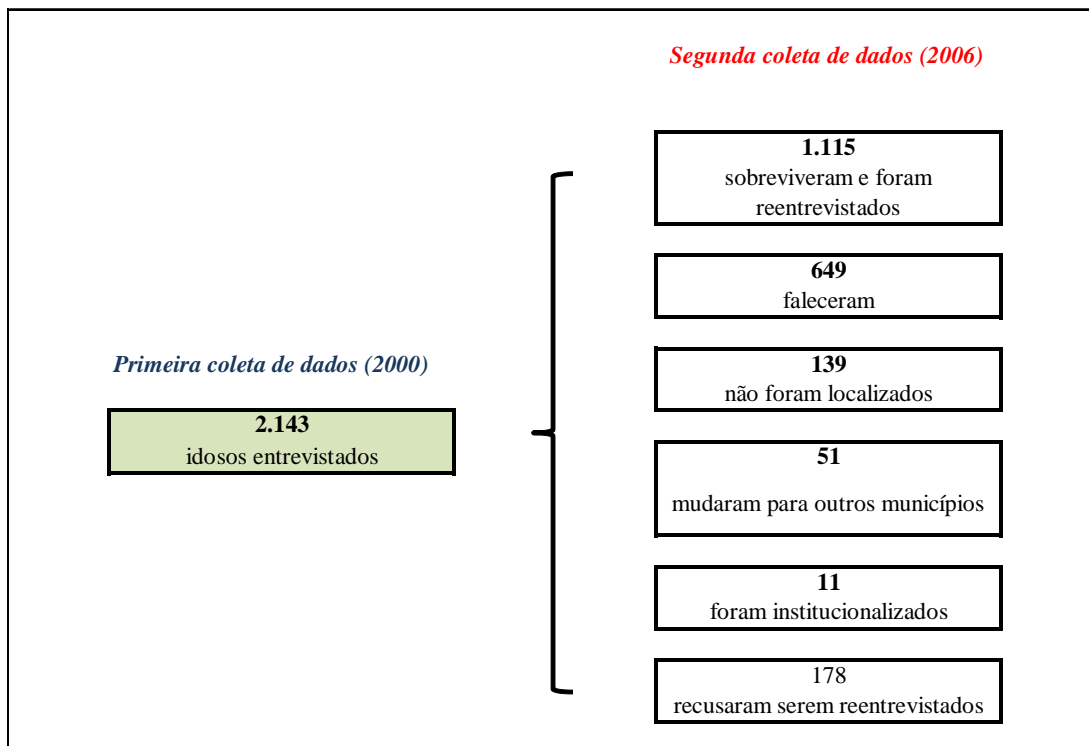
Passados seis anos da primeira coleta de dados, propôs-se a continuidade desse estudo no Município de São Paulo, transformando-o em um estudo longitudinal (Lebrão & Duarte, 2008; Lebrão *et al*, 2008). O questionário empregado na coleta de 2006 resultou de uma revisão do questionário original aplicado em 2000, tendo sido alteradas algumas questões cujas respostas não foram satisfatórias. Acrescentaram-se também questões e instrumentos para contribuir com informações complementares aos objetivos propostos no estudo (Lebrão & Duarte, 2008; Lebrão *et al*, 2008). No geral, o instrumento de coleta de dados é composto por 11 blocos temáticos: informações pessoais, avaliação cognitiva, estado de saúde, estado funcional, medicamentos, uso e acesso a serviços, rede de apoio familiar e social, história de trabalho e fontes de receita, características da moradia, dados antropométricos, mobilidade e flexibilidade.

Entre os 2.143 idosos que participaram da primeira rodada do estudo, 1.115 foram reentrevistados entre julho de 2006 e dezembro de 2007. A diferença, entre o número de entrevistados em 2000 e 2006 (ou seja, 1.028 entrevistas), foi composta por óbitos, institucionalizações, mudanças, idosos não encontrados e recusas (FIG. 1).

---

<sup>3</sup> Maiores detalhes sobre o delineamento do plano amostral utilizado no Estudo SABE estão descritos no Apêndice A.

**FIGURA 1 – Composição da amostra na primeira e na segunda coleta de dados do Estudo SABE. Município de São Paulo, 2000-2006**



Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

A classificação dos idosos na coleta de dados realizada em 2006, segundo a FIG. 1, foi feita da seguinte maneira: inicialmente, os idosos que não foram reentrevistados em 2006, porque faleceram entre 2000 a 2006, tiveram as suas informações checadas nas bases de dados da Fundação Seade e do Programa de Aprimoramento das Informações de Mortalidade (PRO-AIM), comparando-se nome, endereço, sexo e data de nascimento. Os demais idosos foram categorizados como ‘mudou para outro município’, ‘institucionalizados’, ou ‘recusas’, após uma equipe de ‘batedoras’ utilizar os endereços constantes no questionário da pesquisa realizada em 2000. Para os não-localizados no endereço original, fez-se uma ampla busca por informações no próprio bairro (vizinhança e serviços como farmácias, mercados e igrejas) e por meio de dados extras constantes no questionário-base (telefones de recado, contato com filhos ou outros parentes). Utilizou-se também a mídia escrita para auxiliar na localização dos restantes. Por fim, após intensa busca, o grupo que de fato não foi encontrado foi classificado como ‘não-localizados’ (Lebrão & Duarte, 2008; Lebrão *et al*, 2008).

Para atingir os objetivos propostos neste projeto de tese, inicialmente foi analisada a condição de sobrevivência de cada idoso, com base no seu estado final na segunda etapa do Estudo SABE. Os idosos que foram reentrevistados em 2006 e os que faleceram no período analisado foram classificados, de maneira automática, como *sobrevivente* e *óbito*, respectivamente (TAB. 1).

Outro grupo de idosos classificados como *sobreviventes* na amostra final analisada foi composto por aqueles que já não residiam no município de São Paulo. Segundo a TAB. 1, da amostra original, 2,4% dos idosos que foram entrevistados pela primeira vez em 2000, haviam sido localizados, mas se mudaram para outros municípios no momento que a segunda etapa da coleta de dados foi a campo. Esses idosos só não foram reentrevistados em 2006, porque o Estudo SABE tem como foco apenas os idosos residentes no município de São Paulo (Lebrão *et al*, 2008).

**TABELA 1 – Situação final da amostra do Estudo SABE e estado final considerado nas análises propostas. Município de São Paulo, 2000-2006**

Estado final em 2006	Número de idosos	%	Estado final considerado na análise
Reentrevistado	1.115	52,0%	Sobrevivente
Óbito	649	30,3%	Óbito
Não localizado	139	6,5%	<i>Missing</i>
Mudança outro município	51	2,4%	Sobrevivente
Institucionalizado	11	0,5%	Sobrevivente
Recusa	178	8,3%	Sobrevivente
Total	2.143	100%	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

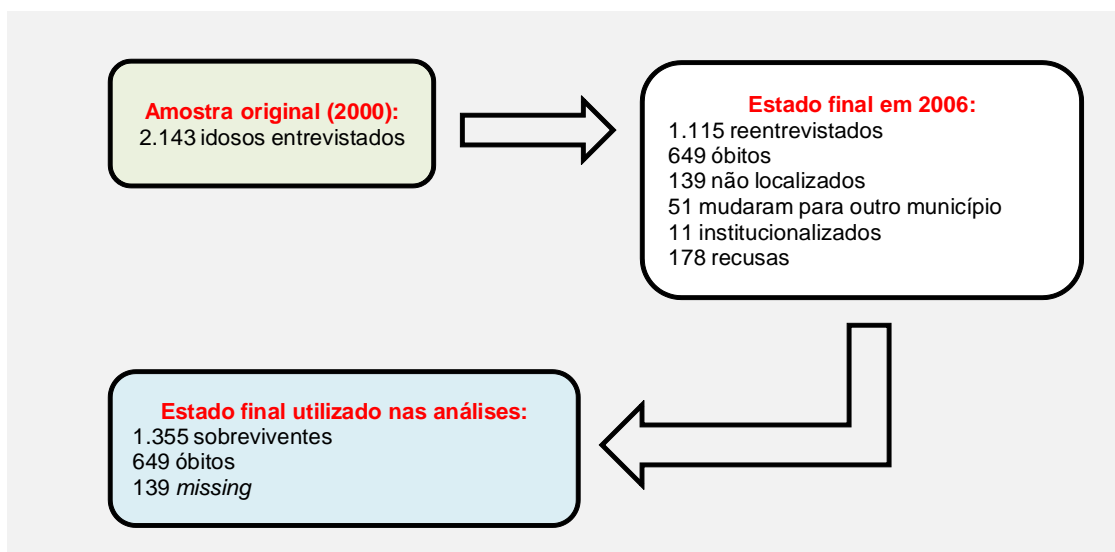
Nos dados de 2006, observou-se que a incidência de institucionalização foi de 0,5% (11 casos), sendo 8 mulheres e 3 homens. Conforme Lebrão *et al* (2008) descrevem, apenas em dois casos o idoso foi responsável por essa escolha, em todos os outros, a decisão foi tomada sobretudo pelos filhos. Os autores acrescentam que os principais motivos alegados pelos parentes para a institucionalização desses idosos foram: necessidade de cuidados intensivos; permanência do idoso, na maior parte do tempo, sozinho em casa; conflitos familiares causados por sua presença; e incapacidade para se auto-cuidar. Tendo em vista que esses idosos foram encontrados, mas não entrevistados novamente, porque o estudo não inclui a população residente em asilos ou casas de repouso, o referido grupo também foi considerado nas análises como *sobreviventes*.

Adicionalmente, os 178 idosos que foram localizados em 2006, mas se recusaram em participar da continuidade do estudo, foram classificados igualmente como *sobreviventes*.

Apesar de todos os esforços no sentido de acompanhar a maior quantidade possível de participantes, 139 idosos, ou 6,5%, não foram encontrados. Como não é possível determinar se esses idosos estavam vivos quando a pesquisa foi a campo pela segunda vez, ou se morreram no período analisado, eles foram classificados como *missing*. Vale comentar que em estudos internacionais já realizados e que tiveram como objetivo a análise de fatores associados à mortalidade de idosos utilizando dados longitudinais, pareados ou de painel, o percentual de *missing* também variou entre 5% e 10% e foi considerado aceitável para estudos desse tipo (Liu, Hermalin & Chuang, 1998; Johnson *et al*, 2000; Lusyne, Page & Lievens, 2001; Turra & Goldman, 2007).

Com base nas classificações realizadas, ao final, foram considerados na amostra analisada, 1.355 idosos *sobreviventes* e 649 *óbitos*, totalizando 2.004 idosos (FIG. 2).

**FIGURA 2 – Estado final considerado na amostra analisada. Município de São Paulo, 2000-2006**



Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Definida a amostra final a ser analisada, verificou-se que, mesmo com a exclusão dos 139 idosos 'não localizados', o padrão da amostra final é consistente com o padrão apresentado pela amostra original. Para cada uma das variáveis utilizadas nas modelagens estatísticas dos três objetivos, observou-se que a distribuição dessas variáveis na amostra final analisada é igual à distribuição na amostra original ( $p$ -valor  $< 0,01$ ), e, portanto, a exclusão dos idosos 'não localizados' parece não viesar as estimativas deste trabalho. Os resultados dessas comparações são apresentados em anexo (TAB. A1, A2 e A3).

### **2.1.1 Limitações gerais da base de dados**

Pelo fato das informações utilizadas nesta tese se referirem a um momento específico do tempo, a base de dados está sujeita a limitações que não podem deixar de ser mencionadas. A primeira delas está relacionada com a natureza da pesquisa. O Estudo SABE não inclui indivíduos institucionalizados e isso pode subestimar alguns indicadores relacionados às condições de saúde, já que a prevalência de incapacidades tende a ser maior nesse subgrupo da população (Cerqueira, 2003). Lima-Costa & Barreto (2003), no entanto, salientam que esse viés é mais acentuado entre os idosos mais velhos, já que a probabilidade de institucionalização tende a crescer com a idade, e em comunidades com maior grau de institucionalização. Como provavelmente os idosos institucionalizados no município de São Paulo têm uma participação relativa muito pequena entre a população com 60 anos e mais, acredita-se que, mesmo que eles tivessem sido considerados na amostra, os resultados apresentados nos capítulos subseqüentes não sofreriam alterações significativas.

Outra limitação é que a base de dados está sujeita a efeitos de seleção, ou seja, as informações coletadas pela pesquisa e analisadas nesta tese se referem apenas aos idosos sobreviventes, fazendo com que as associações encontradas tenham um viés de seletividade. Contudo, conforme Monteverde, Noronha & Palloni (2011) pontuam, espera-se que este efeito de seleção seja pequeno, já que uma parte considerável das coortes atuais de idosos se beneficiou das reduções ocorridas, desde a primeira metade do século passado, na mortalidade infantil e infanto-juvenil.



Além disso, as informações do Estudo SABE são fornecidas por meio de auto-relato e, portanto, as respostas podem ser influenciadas por fatores culturais, de memória, pela escolaridade e por questões emocionais e psicológicas. Adicionalmente, Campos (2009) destaca que a precisão de cada resposta pode estar relacionada também com a importância do evento sobre a vida do idoso, ou seja, é mais provável que ele se recorde, por exemplo, de doenças mais graves do que de gripes. Desta forma, a qualidade da precisão dessas informações pode atenuar ou fortalecer os efeitos dos parâmetros estimados nos modelos, especialmente quando se está analisando variáveis referentes aos primeiros anos de vida dos idosos.

Ainda com relação às informações fornecidas, para aqueles idosos que apresentaram pontuação igual ou inferior a 12 pontos no teste de avaliação cognitiva realizado no Estudo SABE, foi necessário que outro informante auxiliasse o idoso a responder a entrevista. Campos (2009) coloca que, embora haja um questionamento na literatura sobre a validade das informações fornecidas por respondentes substitutos, poucos são os estudos que abordaram de fato o problema. Lima-Costa *et al* (2007), por exemplo, ao analisarem os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1998 e 2003 e de uma coorte de idosos residentes em Bambuí/MG (Projeto Bambuí), concluíram que não é possível determinar *a priori* se as respostas fornecidas por terceiros afetam a distribuição das variáveis e sugerem que isto dependerá dos critérios adotados nas pesquisas para definir a participação de um respondente substituto. Como o critério adotado no Estudo SABE é considerado pela literatura como um instrumento válido e confiável, pois além de analisar a habilidade de cálculo e de orientação, inclui também a avaliação da perda de memória recente e apenas 187 ou 9,3% dos idosos analisados tiveram ajuda para responder algumas perguntas, espera-se que, mesmo que todos os idosos analisados tivessem respondido ao questionário sem nenhum auxílio, os resultados apresentados nos capítulos subseqüentes não apresentariam alterações significativas<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Avaliações cognitivas que incluem, entre outros fatores, a análise da perda de memória recente é considerada como mais adequada, dado que a escolaridade pode influenciar na avaliação da habilidade de cálculo (Brasil, 2006). No Estudo SABE para investigar o estado cognitivo do indivíduo foi utilizada uma versão abreviada do *Mini-Mental State Examination de Folstein* e incluiu quesitos sobre aritmética, orientação e memória.

Por fim, vale ressaltar que os resultados que serão apresentados nos próximos capítulos se restringe aos idosos residentes no município de São Paulo, no ano 2000, e que generalizações devem ser realizadas de forma cautelosa.

## **2.2 Uma apresentação geral do modelo a ser utilizado e sua justificativa**

Para analisar os determinantes da mortalidade entre os idosos residentes no município de São Paulo, com base nos dados do SABE 2000-2006, utilizou-se o modelo de regressão de Poisson. Pertencente à classe dos Modelos Lineares Generalizados (MLG)<sup>5</sup>, a regressão de Poisson permite modelar o número de ocorrências de um evento, ou a sua intensidade, em função de um conjunto de variáveis independentes (Cameron & Trivedi, 1998; Allison, 1999; Barros & Hirakata, 2003; Nychka, 2004; Parodi & Bottarelli, 2006; Ribeiro, 2006).

Em especial, nas últimas duas décadas, o modelo de Poisson tem sido amplamente aplicado em muitos estudos biomédicos, incluindo a Epidemiologia, para investigar a ocorrência de determinadas doenças ou para avaliar o quadro clínico de pacientes, com base, principalmente, em estudos observacionais<sup>6</sup> (Barros & Hirakata, 2003; Parodi & Bottarelli, 2006; Coutinho, Scazufca & Menezes, 2008). Parodi & Bottarelli (2006) destacam que o modelo de regressão de Poisson pode ser utilizado também como uma alternativa ao modelo de Cox para a análise de sobrevivência, quando as taxas de risco são aproximadamente constantes durante o período de observação, o risco do evento em estudo é pequeno (por exemplo, a incidência de doenças raras) e quando se pretende apresentar resultados na forma de taxas de mortalidade ou de incidência de alguma morbidade.

---

<sup>5</sup> Os Modelos Lineares Generalizados (MLG) são caracterizados por: (i) uma variável resposta que pode ser representada por qualquer distribuição de probabilidade pertencente à família dos MLG; (ii) um conjunto de variáveis independentes que descrevem a estrutura linear do modelo; (iii) e uma função de ligação entre a média da variável resposta e a estrutura linear. (Turkman & Silva, 2000; Conceição, Saldiva & Singer, 2001; Hardin & Hilbe, 2007; Francisco *et al*, 2008)

<sup>6</sup> Em um estudo observacional, características específicas são verificadas e medidas sem que sejam manipulados ou modificados os elementos a serem estudados (Triola, 1998).

## 2.2.1 O modelo de regressão de Poisson

Seja  $Y$  uma variável aleatória discreta, que só pode ter valores inteiros não negativos. Se a probabilidade de  $Y$  ser igual a um número  $r$  for dada pela fórmula 1, diz-se que  $Y$  tem distribuição de Poisson, com parâmetro  $\lambda > 0$  (Meyer, 1976; Cameron & Trivedi, 1998; Allisson, 1999; Long & Feese, 2001; Bussab & Morettin, 2002; Jewell & Hubbard, 2006; Casella & Berger, 2010).

$$\Pr(Y = r) = \frac{\lambda^r e^{-\lambda}}{r!} \quad (1)$$

Onde:

$\lambda$  : é conhecido como uma taxa média populacional ou, simplesmente, como um valor esperado de  $Y$ ;

$r = 0, 1, 2, \dots$ ;

$r! = r (r-1) (r-2) \dots 1$ .

Na função de distribuição de Poisson, o parâmetro  $\lambda$  representa tanto o número esperado de eventos quanto a variância dessa estimativa, ou seja,  $E(Y) = \text{Var}(Y) = \lambda$ . Uma suposição que se faz usualmente em relação à distribuição de Poisson é que a probabilidade de se obter mais de um evento num intervalo de tempo muito pequeno é desprezível (Bussab & Morettin, 2002).

No geral, para analisar a associação entre o parâmetro  $\lambda$  e um conjunto de variáveis explicativas, o modelo de regressão de Poisson é descrito como (Allisson, 1999; Long & Freese, 2001; Paradi & Bottarelli, 2006; Martinussen, 2009):

$$\log(\lambda) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p \quad (2)$$

Onde:

$X_1, X_2, \dots, X_p$  : são as variáveis explicativas consideradas no modelo;

$\beta_0$  : é o intercepto. Representa o valor de  $\log(\lambda)$  quando  $X$  é igual a zero;

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$  : são os coeficientes da regressão que representam os efeitos das variáveis explicativas. Por exemplo,  $\beta_1$  mede a variação para cada

mudança unitária em  $X_1$ , mantida todas as outras variáveis ( $X_2, \dots, X_p$ ) constantes;

$e^\beta$  : representa o risco relativo ou a razão entre as taxas de incidência;

$\log(\lambda)$  : é uma função linear dos  $X$ 's. Desta maneira, garante-se que  $\lambda$  será maior que zero para quaisquer valores de  $X$ 's ou  $\beta$ 's.

## 2.2.2 Adaptando o modelo de regressão de Poisson para os casos de variação no tempo de seguimento

A distribuição de Poisson é geralmente utilizada para descrever a contagem de eventos que ocorrem em um intervalo de tempo. Possíveis exemplos de dados de contagem, onde o modelo de Poisson pode ser aplicado, incluem: o número de detenções em um período de cinco anos; o número de casos de AIDS, ocorridos mensalmente, para um determinado grupo de risco; ou o número de mortes por acidentes de trânsito ocorridos no Brasil, em 2009. Se o intervalo de tempo é o mesmo para cada indivíduo da amostra que está sendo analisada, os métodos descritos na subseção 2.2.1 funcionam adequadamente. Mas, se o intervalo de tempo varia para cada indivíduo, ajustes são necessários (Allison, 1999; Long & Freese, 2001; Jewell & Hubbard, 2006).

Segundo Jewell & Hubbard (2006), a solução para incorporar a variação do tempo de risco entre os indivíduos é simples e tem como base a seguinte propriedade da distribuição de Poisson: se  $\lambda$  é a taxa média para uma unidade de tempo (por exemplo, um ano), então a taxa para um intervalo de tempo  $T$  é dada por  $\lambda T$ . Isto significa que, para estimar a taxa média em um intervalo de tempo, ao invés de usar a média simples das contagens, a estimativa será igual a:

$$\hat{\lambda} = \frac{Y_1 + Y_2 + \dots + Y_m}{T_1 + T_2 + \dots + T_m} \quad (3)$$

Onde:

$Y_i$  : é o valor observado para o indivíduo  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ );

$T_i$  : é o tempo que o indivíduo  $i$  ( $i = 1, 2, \dots, m$ ) ficou exposto ao risco que está sendo analisado.

Nota: em outras palavras, a taxa média estimada para  $\lambda$ , por unidade de tempo, corresponde ao número total de eventos ocorridos dividido pelo tempo de exposição ao risco (pessoas-ano).

Deste modo, pressupondo que o número de eventos  $Y$  tem distribuição de Poisson, o intervalo de tempo  $T$  pode ser incorporado da seguinte maneira (Allison, 1999; Long & Freese, 2001; Dupont, 2002):

$$\Pr(Y = r) = \frac{(\lambda T)^r e^{-\lambda T}}{r!} \quad (4)$$

Onde:

$\lambda T$  : é o valor esperado de  $Y = E(Y)$ .

E o modelo de regressão de Poisson passa a ser representado por:

$$\begin{aligned} \log E(Y) &= \log(\lambda T) = \log(T) + \log(\lambda) \\ \Rightarrow \log(\lambda T) &= \log(T) + \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p \end{aligned} \quad (5)$$

Onde:

$\log(T)$  : é uma variável explicativa com coeficiente fixo e igual a um.

O modelo de regressão de Poisson, segundo a expressão 5, tem sido bastante utilizado em estudos sobre mortalidade<sup>7</sup>, pois leva em consideração nas suas estimativas o tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano) e permite analisar os fatores associados ao conjunto de óbitos observados (Martinussen, 2009). Além disso, como os coeficientes estimados nesse modelo são controlados pelo tempo de exposição ao risco de morte, eles se referem também a taxas de mortalidade. A transformação pode ser efetuada através do inverso do logaritmo dos coeficientes, ou seja, através do seu exponencial (Long & Freese, 2001; Pérez, 2010).

<sup>7</sup> Ver, por exemplo, Kunst & Mackenbach (1994), Kunst (1997), Smith *et al* (1998), Martikainen & Valkonen (1996a), Martikainen & Valkonen (1996b), Turra & Goldman (2007), Rhodes & Freitas (2009), Pérez & Turra (2008); Pérez (2010).

Outra vantagem para o uso de modelos de regressão de Poisson (expressão 5), em análises de sobrevivência, é que ele permite obter estimativas que, podem ser testadas estatisticamente para conhecer sua significância e seus intervalos de confiança, identificando assim quais são as categorias das variáveis que têm maior poder de explicação no modelo (Pérez, 2010). Adicionalmente, o referido modelo é uma boa alternativa para se comparar subgrupos da população com pequenos números de mortes, permitindo assim a elaboração de conclusões mais robustas (Rhodes & Freitas, 2009).

Vale comentar que, conforme já descrito na subseção 2.2.1, no modelo de regressão de Poisson, assume-se que a variância da variável contável é igual a sua média. Entretanto, quando se está trabalhando com dados reais, essa propriedade pode ser violada, especialmente devido a uma sobredispersão dos dados (quando a variância é maior do que a média). Uma maneira de avaliar isso é estimando uma regressão Binomial Negativa, que adiciona ao modelo um efeito aleatório, chamado de parâmetro  $\alpha$ , que reflete a heterogeneidade que não estaria sendo controlada na regressão de Poisson correspondente. Se esse parâmetro  $\alpha$ , no modelo de regressão Binomial Negativa for igual a zero, não há existência de sobredispersão e o modelo de regressão de Poisson poderá ser utilizado, sem que os resultados sejam subestimados (Long & Freese, 2001; Pérez, 2010).

Sabendo-se disso, para todos os modelos que serão apresentados nos capítulos posteriores, realizou-se um teste de sobredispersão dos valores preditos, disponível no programa STATA 9.0. Com base nesse teste, verificou-se a hipótese de que o parâmetro  $\alpha$  é igual a zero. Os resultados mostraram, para todos os modelos, que a existência de sobredispersão não é significativa, indicando, assim, que o modelo de regressão de Poisson é adequado para modelar os dados de mortalidade analisados neste trabalho.

### **2.3 Ponderação da amostra**

Um plano amostral complexo incorpora aspectos como: estratificação das unidades de amostragem, conglomeração (seleção da amostra em vários

estágios, com unidade compostas de amostragem), probabilidades desiguais de seleção em um ou mais estágios, e ajustes dos pesos amostrais para calibração com totais populacionais conhecidos (Pessoa & Silva, 1998). Por esse motivo, pesquisas que possuem esse tipo de desenho amostral geralmente não podem ser tratadas como se as observações fossem independentes e identicamente distribuídas, ou seja, como se tivessem sido obtidas por amostras aleatórias simples com reposição (Silva, Pessoa & Lila, 2002; Figueiredo, 2004; Lumley, 2004).

Alguns estudos como os de Silva, Pessoa & Lila (2002), Figueiredo (2004) e Szwarcwald & Damacena (2008) salientam que ignorar o desenho amostral, pressupondo amostragem aleatória simples, pode gerar resultados incorretos tanto para as estimativas pontuais (como a média) como para os respectivos desvios padrão e níveis de significância, comprometendo, sobretudo, os testes de hipóteses, a qualidade do ajuste de modelos e a interpretação geral dos resultados. Segundo Silva, Pessoa & Lila (2002) isto ocorre porque enquanto as estimativas pontuais de medidas descritivas da população são influenciadas pelos pesos distintos das observações, as estimativas de medidas de precisão dos estimadores (variância e desvio padrão) e de parâmetros para ajustes de alguns tipos de modelos são influenciadas conjuntamente pela estratificação, conglomeração e pesos.

Conforme descrito no Apêndice A, a base da amostra final do Estudo SABE é constituída por uma amostra probabilística complexa obtida em dois estágios de seleção: setores censitários (unidade primária de amostragem – UPA), sorteados mediante amostragem por conglomerados sob o critério de probabilidade proporcional ao número de domicílios, e seleção aleatória dos domicílios (Silva, 2003; Lebrão *et al*, 2008). Além disso, os pesos finais foram ajustados levando-se em consideração o acréscimo de 575 idosos com 75 anos ou mais e a composição da população segundo faixa etária e sexo.

Nesse processo de amostragem, Silva (2003) destaca que há variabilidade entre o número de entrevistas alcançadas em cada setor, e entre os resultados estimados para algumas variáveis sociodemográficas. Assim, não levar em consideração o delineamento amostral da pesquisa pode gerar alterações

importantes (vícios e/ou perda de precisão) que modificarão as inferências elaboradas a partir dos dados da amostra do Estudo SABE.

Seguindo então a recomendação de Silva (2003), não só os valores do peso final, como também o plano amostral delineado para o Estudo SABE, foram considerados no cálculo das estimativas dos modelos apresentados nesta tese. Para tanto, utilizou-se rotinas específicas para o tratamento de dados provenientes de amostras complexas disponíveis no programa STATA 9.0. Neste sentido, o comando utilizado foi *svyset psu* (unidade primária de estratificação representada pela variável *setor*) [*pweight* = fator de expansão da amostra representada pela variável *pmf*].



### 3. DIFERENCIAIS DE MORTALIDADE SEGUNDO ESTADO MARITAL

As conquistas alcançadas nos níveis de mortalidade e as transformações sistemáticas vislumbradas na estrutura da mortalidade brasileira, no último século, trouxeram à tona um desconhecimento preocupante sobre o comportamento corrente e futuro da mortalidade de adultos e de idosos no país (Turra, 2007). Segundo Vaupel (1998) e Camarano, Kanso & Mello (2004), há indícios de que a mortalidade entre a população adulta e idosa pode ainda ser reduzida em todo o mundo, inclusive no Brasil. Como não se sabe exatamente o que determinará a velocidade e a magnitude dessa queda no futuro, analisar os fatores associados ao aumento da longevidade entre a população adulta e idosa se torna mais importante.

Neste contexto, alguns estudos (Berkson, 1967; Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Lillard & Panis, 1996; Lusyne, Page & Lievens, 2001; Murphy, Grundy & Kalogirou, 2007) destacam que analisar os diferenciais de mortalidade, por estado marital, entre homens e mulheres nos diferentes grupos de idade, pode contribuir para um melhor entendimento dos fatores relacionados com a sobrevivência da população adulta e, especialmente idosa. No geral, em países desenvolvidos, os indivíduos casados apresentam maior sobrevivência quando comparados aos divorciados/separados, viúvos e nunca casados e essas diferenças são mais elevadas entre os homens e diminuem com o avançar da idade (Sheps, 1961; Berkson, 1967; Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Goldman, 1993; Lillard & Panis, 1996; Hemström, 1996; Cheung, 2000; Johnson *et al*, 2000; Mostafa & Ginneken, 2000; Grundy, 2001; Brockmann & Klein, 2002; Gardner & Oswald, 2002; Manor & Eisenbach, 2003; Williams & Umberson, 2004; Stroebe, 2009).

Nos últimos 25 anos, as diferenças no risco de morte segundo estado marital têm aumentado em vários países, principalmente devido ao declínio da mortalidade entre a população casada, independentemente do seu nível socioeconômico (Martikainen *et al*, 2005). Hu & Goldman (1990) e Goldman, Korenman & Weinstein (1995) ressaltam, porém, que o padrão de mortalidade entre os

solteiros, viúvos e separados/divorciados não são muito claros na literatura, sobretudo ao se considerar o diferencial por sexo, e mais trabalhos ainda precisam ser realizados incluindo dados de países em desenvolvimento. Murphy, Grundy & Kalogirou (2007) enfatizam também que, embora o tema das diferenças de mortalidade por estado marital esteja sendo extensivamente estudado, principalmente nos países desenvolvidos, ainda existem dúvidas sobre a magnitude e a direção dessas diferenças nas idades mais avançadas. Além disso, sabe-se relativamente pouco sobre as variações dos diferenciais entre países e ao longo do tempo, especialmente em grupos etários mais avançados.

O desenvolvimento de estudos que tem como foco o diferencial de mortalidade por estado marital é importante para entender melhor o padrão de mortalidade implícito em várias populações do mundo e pode ser utilizado para a formulação de hipóteses de projeção para a mortalidade adulta e idosa de um país ou região (Hu & Goldman, 1990; Martikainen *et al*, 2005; Manzoli *et al*, 2007). Segundo Murphy, Grundy & Kalogirou (2007), outra razão específica para se estudar o padrão de mortalidade por estado marital são as mudanças que vem ocorrendo na composição atual da situação conjugal da população adulta e idosa. Essas mudanças podem gerar um efeito substancial nas mudanças esperadas a curto e a longo prazo na mortalidade.

Além disso, conhecer o padrão de mortalidade dos idosos casados e não-casados pode ser importante para apoiar políticas públicas de saúde na identificação de indivíduos em risco de mortalidade, melhorando assim a assistência social e o planejamento de serviços de saúde diferenciados que têm como foco os idosos (Elwert & Chistakis, 2006; Manzoli *et al*, 2007). Por exemplo, políticas que têm como objetivo o acompanhamento e/ou intervenções logo após o falecimento do cônjuge são importantes para a duração da vida remanescente e podem contribuir para a qualidade da saúde física e mental dos idosos enlutados (Van den Berg, Lindeboom & Portrait, 2006).

Tendo em vista os desafios do envelhecimento e a importância de se conhecer o padrão de mortalidade da população brasileira e de seus fatores associados, especialmente nas idades mais avançadas, este capítulo tem como objetivo analisar a associação entre mortalidade e estado marital, controlando por

variáveis que representam *condições de saúde* (saúde auto-reportada, número de doenças crônicas e presença de incapacidades), *status socioeconômico* (nível de escolaridade, se tem plano privado de saúde, se tem casa própria, se faz uso de serviços de saúde e estado nutricional), *meio social* (frequência mediana de atenção ao idoso e participação em atividades comunitárias) e *estilo de vida* (hábito de fumar, uso de álcool e prática de atividades físicas). Para alcançar o objetivo proposto, a seção 3.1 apresenta, de forma mais detalhada, os diferenciais de mortalidade, segundo estado marital, observado em alguns dos principais estudos já realizados. As hipóteses que buscam explicar esses diferenciais são apresentadas na seção 3.2. Na seção posterior são expostas as variáveis selecionadas, com base na literatura, e as modelagens estatísticas utilizadas. Por fim, nas seções 3.4 e 3.5 são expostos os resultados e a discussão dos mesmos, respectivamente.

### **3.1 Diferenciais de mortalidade por estado marital: principais resultados de estudos já realizados**

Desde 1830, quando Benoisten de Chateauneuf observou diferenças na esperança de vida entre pessoas casadas e não casadas (divorciado/separado, viúvo e nunca casado), vários trabalhos têm confirmado essas diferenças em muitos países desenvolvidos e, mais recentemente, em países em desenvolvimento. Em suma, esses trabalhos mostram que os indivíduos casados apresentam maior sobrevivência durante todo o seu ciclo de vida quando comparados aos não casados. As maiores taxas de mortalidade são frequentemente observadas entre os indivíduos divorciados/separados, seguidos pelos viúvos, aqueles que nunca se casaram e, finalmente, os casados (Sheps, 1961; Berkson, 1967; Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Goldman, 1993; Lillard & Waite, 1995; Lillard & Panis, 1996; Hemström, 1996; Cheung, 2000; Johnson *et al*, 2000; Mostafa & Ginneken, 2000; Grundy, 2001; Brockmann & Klein, 2002; Gardner & Oswald, 2002; Manor & Eisenbach, 2003; Zimmer, Martin & Lin, 2003; Williams & Umberson, 2004; Manzoli *et al*, 2007; Stroebe, 2009).

Hu & Goldman (1990) destacam que esses diferenciais observados na mortalidade, por estado marital, são significativos mesmo quando erros de

declaração da idade e na variável estado marital são corrigidos ou quando características socioeconômicas e outros fatores observáveis, tais como idade, sexo e variáveis de saúde, são controlados.

Além disso, as taxas de mortalidade experimentadas pelos indivíduos casados e não casados variam por sexo e idade (Sheps, 1961; Berkson, 1967; Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Johnson *et al*, 2000; Manor *et al*, 2000; Martikainen *et al*, 2005; Manzoli *et al*, 2007; Murphy, Grundy & Kalogirou, 2007; Stroebe, 2009). Nos Estados Unidos, por exemplo, Gove (1973) observou, usando dados de 1960, que o risco relativo de morte dos solteiros, viúvos e divorciados/separados, em relação aos casados, tende a ser maior para os indivíduos do sexo masculino, mesmo depois de ajustado pela idade. Resultados semelhantes foram observados por Hu & Goldman (1990), ao analisar diferenciais de mortalidade, segundo estado marital, em dezesseis países desenvolvidos, no período de 1950 e 1980<sup>8</sup>. Os autores destacam também que mais da metade dos países analisados apresentou risco relativo de morte elevado entre homens e mulheres viúvos com idades entre 20 e 54 anos. Para a população de 55 a 64 anos, chama a atenção a mortalidade elevada entre homens divorciados/separados e mulheres solteiras.

Em outro trabalho que também teve como objetivo analisar o diferencial de mortalidade por estado marital, mas utilizando dados longitudinais de um estudo sobre mortalidade realizado em 1979-1989 nos Estados Unidos, Johnson *et al* (2000) verificaram que, para homens e mulheres com idades entre 45 e 64 anos, o risco de mortalidade dos não casados é maior do que o dos casados, especialmente entre os viúvos. Após os 65 anos, divorciados/separados, de ambos os sexos, parecem ter maior risco de mortalidade em relação aos casados, do que os outros grupos de não casados, mesmo depois de ajustado por variáveis socioeconômicas. Resultados semelhantes foram observados por Murphy, Grundy & Kalogirou (2007) ao analisar seis países da Europa entre 1990 e 1999<sup>9</sup>. Eles relataram ainda que, entre os idosos, conforme aumenta a idade, os divorciados/separados tendem a ter taxas de mortalidade mais elevadas,

---

<sup>8</sup> Áustria, Canadá, Dinamarca, Inglaterra e País de Gales, Finlândia, França, Hungria, Japão, Holanda, Noruega, Portugal, Escócia, Suécia, Taiwan, Estados Unidos e Alemanha Ocidental.

<sup>9</sup> Inglaterra e País de Gales, França, Alemanha, Holanda, Finlândia e Bélgica.

principalmente após os 75 anos. Os mesmos autores destacam que a vantagem relativa dos casados, em relação aos não casados, tende a diminuir com a idade e o risco de morte entre os grupos de não casados, nas idades adultas e mais avançadas, por sexo, pode ser diferenciado entre os países.

Complementando o padrão observado nos Estados Unidos e em outros países desenvolvidos para a população com 60 anos e mais, Manor *et al* (2000), ao analisarem o diferencial de mortalidade entre mulheres israelenses com idades entre 45 e 89 anos, segundo estado marital, observaram que as mulheres nunca casadas, independentemente de suas idades, foram as que tiveram maior risco de morte em relação às casadas. Este resultado permaneceu significativo mesmo quando o modelo foi ajustado por variáveis socioeconômicas e demográficas. Em estudo mais recente, Gomes *et al* (2010) constataram que a chance de morte foi mais elevada entre os idosos nunca casados do sexo masculino, residentes em Porto Rico. Resultado similar já havia sido observado por Hu & Goldman (1990) para Portugal e Japão e por Valkonen, Martikainen & Blomgren (2004) para Suécia e Canadá. Entre as mulheres, a transição para fora do matrimônio, por meio da separação/divórcio ou viuvez, parece elevar a chance de morte das mulheres idosas porto-riquenhas. O mesmo fora observado por Hemstrom (1996), utilizando dados da Suécia e por Martikainen & Valkonen (1996a) em estudo realizado para a Finlândia.

Adicionalmente, Lima-Costa *et al* (2011) ao examinar os fatores associados à mortalidade de uma coorte de idosos residentes em Bambuí/MG (Brasil), no período de 1997 a 2007, observaram que a população solteira e viúva tem um risco de morte mais elevado do que a população casada (78% e 26%, respectivamente). Entre as várias informações demográficas, sociais, econômicas e de saúde analisadas, os autores concluem que o estado marital é um importante preditor de mortalidade nas idades avançadas e o seu efeito é semelhante para populações idosas mais ou menos favorecidas socioeconomicamente.

### **3.2 Efeito protetor *versus* seletividade marital: as hipóteses que buscam explicar os diferenciais de sobrevivência entre casados e não casados**

Para tentar explicar o diferencial de mortalidade por estado marital, a literatura destaca a existência de duas hipóteses. A primeira é a proteção do casamento: um conjunto de mecanismos causais, constituído por fatores ambientais, econômicos, sociais e psicológicos, contribuem para que o indivíduo casado tenha uma maior sobrevivência do que os demais (Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Goldman & Hu, 1993; Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Cheung, 2000; Murray, 2000).

Frequentemente, aspectos sociais, representados principalmente pelas redes sociais<sup>10</sup> e pelo suporte social<sup>11</sup>, são mencionados na literatura com um dos fatores de proteção do casamento (Gove, 1973; Goldman & Hu, 1993; Hemstrom, 1996; Gardner & Oswald, 2002). Alwin, Converse & Martin (1985) e Goldman, Korenman & Weinstein (1995) destacam que esses aspectos ligados ao meio social variam consideravelmente entre os indivíduos casados, divorciados/separados, viúvos e solteiros e podem ajudar a explicar os resultados observados entre estado marital e mortalidade.

Alguns estudos já realizados em países industrializados mostram que o risco de morte aumenta significativamente entre pessoas com relações sociais precárias (House, Landis & Umberson, 1988; Ramos, 2002; Seeman *et al*, 2004). Por exemplo, Kobrin & Hendershot (1977), em estudo que teve como objetivo analisar a mortalidade da população residente nos Estados Unidos, segundo diferentes tipos de arranjos familiares, observaram que os indivíduos casados, por terem uma maior integração social, apresentaram menor mortalidade do que os não casados. Entre os não casados, os autores destacam que aqueles que são chefes de família (considerados, assim, com 'alto status social') possuem uma

---

<sup>10</sup> Conjunto de laços sociais que fazem parte do cotidiano do indivíduo. Entre as características das redes sociais, destacam-se os tipos de pessoas incluídas na rede (cônjuge, filhos, outros parentes, amigos, vizinhos e etc.), a proximidade das relações e a frequência com que se falam/veem (Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Ramos, 2002).

<sup>11</sup> O suporte social está associado com o auxílio emocional, instrumental e financeiro recebido pelos membros da rede social (Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Ramos, 2002).

sobrevivência maior do que aqueles que não são (por exemplo, mulheres viúvas que vivem com outros familiares e são dependentes dos mesmos) ou que tem poucos laços sociais (por exemplo, homens que vivem sozinhos e idosos que não participam de atividades comunitárias). Neste sentido, Gove (1973) sugere que as menores taxas de mortalidade observadas entre os casados podem, então, ser atribuídas parcialmente ao status psicossocial do casamento na sociedade e ao maior isolamento social dos indivíduos não casados.

Goldman & Hu (1993), Goldman, Korenman & Weinstein (1995), Hemstrom (1996) e Gardner & Oswald (2002) argumentam que as redes sociais e de suporte social são mais acessíveis e mais sólidas para as pessoas casadas. Por exemplo, em comparação com os não casados, os casados apresentam um número maior de membros na família (incluindo os filhos), são mais suscetíveis de ter um confidente íntimo (ou seja, o cônjuge) que oferece apoio emocional e instrumental, e são mais propensos a ter parentes (especialmente filhos) e amigos próximos que impõem restrições sobre o seu estilo de vida, especialmente no que diz respeito a comportamentos que colocam em risco a sua saúde e, conseqüentemente, a sua sobrevivência (tais como maus hábitos alimentares, uso de drogas, beber ou fumar e não praticar exercícios físicos). Os autores acrescentam que o aumento das redes sociais e do suporte social advindo com o casamento pode ainda facilitar o acesso a informações de saúde e serviços médicos e age como um mecanismo de defesa em situações estressantes. Gardner & Oswald (2002) e Ramos (2002) destacam que esses efeitos benéficos das relações sociais sobre a saúde e a sobrevivência podem ser ainda mais significativos para os idosos.

Outros mecanismos, que não apenas ligados a aspectos sociais, mas também a questões econômicas, são tidos na literatura como fatores de proteção do casamento (Goldman & Hu, 1993; Lillard & Waite, 1995; Ebrahim *et al*, 1995; Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Lillard & Panis, 1996; Murphy, Grundy & Kalogirou, 2007). No geral, os indivíduos casados tendem a ter maiores recursos econômicos do que os não casados. Além disso, mulheres casadas se beneficiam financeiramente da renda dos seus maridos e os homens casados se beneficiam financeiramente das economias de escala associadas ao casamento e da

capacidade de gestão das tarefas domésticas pelas suas esposas (Trovato & Lauris, 1989; Lillard & Waite, 1995; Lillard & Panis, 1996; Gardner & Oswald, 2002).

Neste contexto, Hahn (1993) e Goldman, Korenman & Weinstein (1995) salientam que um conjunto de aquisições conjugais (como casa própria e seguros privados de saúde) são considerados de especial relevância para as hipóteses sobre o papel mediador das questões econômicas na relação entre estado marital e mortalidade, especialmente para as mulheres<sup>12</sup>, e, sempre que possível, devem ser incluídos nos modelos que tem como objetivo analisar a sobrevivência dos indivíduos por estado marital.

A segunda hipótese é baseada na premissa de que o casamento é seletivo, elegendo assim os indivíduos mais saudáveis tanto física quanto psicologicamente. Acredita-se que esses indivíduos têm maior facilidade para encontrar um parceiro(a) e conseguem manter o relacionamento por mais tempo. Conhecida também como seleção positiva, essa hipótese se aplica igualmente ao recasamento (Sheps, 1961; Hu & Goldman, 1990; Gardner & Oswald, 2002).

De um modo geral, os defensores da hipótese de seleção argumentam que as condições de saúde e os atributos relacionados com a saúde (por exemplo, o rendimento, a aparência física, a estabilidade emocional e comportamentos de risco como tabagismo e consumo excessivo de álcool) determinam o estado marital, em primeiro lugar. Assim, a mortalidade comumente observada em excesso entre os solteiros, portanto, reflete um viés de seleção: indivíduos com melhores condições de saúde tendem a se casar com maior frequência, enquanto aqueles com saúde mais vulnerável são 'menos atrativos' e têm dificuldades de encontrar um parceiro(a) e manter um relacionamento mais duradouro. Além disso, há uma tendência maior de viúvos e/ou divorciados/separados que apresentam melhores condições de saúde se casarem novamente, permanecendo nesses grupos os que apresentam uma saúde mais vulnerável

---

<sup>12</sup> Segundo Lillard & Waite (1995), principalmente para as mulheres, muitos dos benefícios do casamento que afetam a sobrevivência são tidos como resultado do aumento da segurança financeira.



(Sheps, 1961; Goldman, 1993; Goldman & Hu, 1993; Hemstrom, 1996; Cheung, 2000).

No entanto, Lillard & Panis (1996) ressaltam que, se o casamento tem um efeito protetor, então as pessoas que possuem saúde ruim ou maiores riscos de mortalidade têm um incentivo a mais para casar e ganhar proteção. Isto significa que a seleção adversa para o casamento também é teoricamente possível, e não somente a seleção positiva, como se costuma argumentar.

Muitos pesquisadores da área acreditam na combinação dessas duas hipóteses para explicar os diferenciais de mortalidade e saúde por estado conjugal, embora alguns defendam que mecanismos causais são provavelmente mais importantes do que fatores de seleção para esclarecer as altas taxas de mortalidade e a saúde vulnerável entre as pessoas não casadas (Hu & Goldman, 1990; Goldman & Hu, 1993; Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Cheung, 2000; Murray, 2000). Gove (1973), Martikainen (1995) e Hemstrom (1996) salientam que alguns dos aspectos de proteção do casamento, como a paternidade/maternidade ou o suporte social, podem também estar ligados aos mecanismos de seleção de saúde. Ebrahim *et al* (1995), Goldman, Korenman & Weinstein (1995), Lillard & Waite (1995), Cheung (2000) e Johnson *et al* (2000) enfatizam ainda que aspectos socioeconômicos (tais como, nível de escolaridade e/ou renda) devem ser levados em consideração ao se analisar a relação entre estado marital e mortalidade, uma vez que eles podem atuar como fatores de confundimento. Murphy, Grundy & Kalogirou (2007) acrescenta que o risco de morte e as condições de saúde entre casados e não casados podem variar no tempo, dentro do próprio país e por coorte de nascimento.

Em um estudo realizado para o Japão, por exemplo, Goldman & Hu (1993) mostram que tanto mecanismos de seleção quanto de proteção são importantes para analisar o diferencial de mortalidade e de saúde por estado marital nesse país. Os resultados desse estudo indicam que a alta mortalidade experimentada pelos não casados, em especial, pelos solteiros, pode ser explicada pela importância de se ter boa saúde para poder casar no Japão. Isto porque o sistema tradicional japonês de 'casamentos arranjados' faz com que os mecanismos de seleção sejam variáveis importantes para explicar as diferenças

observadas na saúde e na longevidade, segundo estado marital no país. Contudo, os autores salientam que, como os 'casamentos arranjados' estão dando lugar aos 'casamentos de amor', esse excesso de mortalidade tende a diminuir ao longo do tempo e fatores de proteção poderão operar com mais intensidade. Deste modo, os autores concluem que é muito difícil estabelecer a importância relativa dos fatores de seleção ou de proteção para explicar os diferenciais de mortalidade segundo estado marital.

### **3.2.1 A dissolução do casamento e a hipótese do estresse**

Além das hipóteses de proteção do casamento e efeito seletivo, o excesso de mortalidade observado após a dissolução do casamento, seja por divórcio ou morte do cônjuge, também é apontado na literatura como um fator importante para explicar os diferenciais de mortalidade por estado marital (Parkes, Benjamin & Fitzgerald, 1969; Bowling & Charlton, 1987; Hemström, 1996; Martikainen & Valkonen, 1996a; Cheung, 2000; Lusyne, Page & Lievens, 2001; Brockmann & Klein, 2002; Manor & Eisenbach, 2003; Williams & Umberson, 2004; Stroebe, 2009).

Na tentativa de explicar esse excesso de mortalidade, Martikainen & Valkonen (1996a) destacam três mecanismos que levam à baixa sobrevivência do indivíduo após a perda do cônjuge, que são: (i) o estresse emocional e a dor gerados pela perda; (ii) a redução de suporte social; e (iii) a perda material. O estresse e a dor associados à perda do companheiro(a), especialmente nas idades mais avançadas, pode deteriorar diretamente a saúde física do indivíduo, aumentando a prevalência de doenças crônicas e limitações funcionais, como também o seu estado mental, proporcionando o aparecimento da depressão e de transtornos de ansiedade. Ao mesmo tempo, é possível que esse estresse altere o estilo de vida daqueles que deixaram o casamento, contribuindo para um maior consumo de álcool e tabaco e para uma dieta pouco saudável. Com o divórcio ou a morte do cônjuge, as redes sociais e de apoio, tão importantes para os idosos principalmente, se reduzem, podendo gerar efeitos negativos para a saúde e, conseqüentemente, para a sobrevivência. A perda material representada, sobretudo, pela redução da renda, pode alterar o meio que o cônjuge

sobrevivente ou divorciado/separado vive de tal maneira que interfira na sua mortalidade – por exemplo, ele pode deixar de ter acesso a serviços privados de saúde ou de receber ajuda especializada (Parkes, Benjamin & Fitzgerald, 1969; Hemström, 1996; Manor & Eisenbach, 2003; Van den Berg, Lindeboom & Portrait, 2006; Manzoli *et al*, 2007). No entanto, não é possível afirmar qual desses mecanismos tem maior importância para explicar o risco de mortalidade elevado após a dissolução do casamento.

Manor & Eisenbach (2003) argumentam que, com o tempo, os indivíduos se adaptam ao novo estado marital e o risco de mortalidade diminui. Alguns estudos (Parkes, Benjamin & Fitzgerald, 1969; Bowling & Charlton, 1987; Kaprio, Koskenvuo & Rita, 1987; Manor & Eisenbach, 2003; Martikainen & Valkonen, 1996a; Lusyne, Page & Lievens, 2001; Stroebe, 2009) sugerem que o efeito da morte de um cônjuge é especialmente acentuada nos primeiros seis meses após o luto. Resultado semelhante pode ser observado também para aqueles que se divorciaram/separaram (Brockman & Klein, 2002; Williams & Umberson, 2004).

Outros estudos, no entanto, mostram uma mortalidade mais elevada entre os indivíduos divorciados/separados e viúvos a curto e longo prazo. Por exemplo, em estudo realizado com casais idosos, utilizando dados de uma base longitudinal de Amsterdam, Van den Berg, Lindboom & Portrait (2006) verificaram que a perda do cônjuge aumenta significativamente a taxa de mortalidade e que o efeito é mais forte durante os primeiros três anos após o falecimento, diminui depois, e desaparece após cerca de sete anos de viuvez. Hemström (1996), em estudo que teve como objetivo analisar o efeito da dissolução do casamento sobre a mortalidade, com base em dados da Suécia, observou que, a saída do casamento, particularmente pelo divórcio/separação, reduz a expectativa de vida do indivíduo, mesmo anos após o evento. Para esses estudos, a redução de suporte social e/ou material pode explicar parcialmente os resultados, uma vez que, seus efeitos são vislumbrados com maior intensidade em longo prazo (Hemström, 1996).

Vale comentar que o impacto das transições para fora do casamento sobre a mortalidade pode variar segundo sexo, grupos de idade e entre países. Martikainen & Valkonen (1996), em estudo que teve como objetivo analisar a

relação entre perda do cônjuge e mortalidade para a população finlandesa, observaram que o excesso de mortalidade, imediatamente após o luto, é maior entre homens (17%) do que entre mulheres (6%) e mais acentuada nas idades mais jovens. Nas idades mais avançadas, o excesso ainda é marcante para os idosos do sexo masculino com idades entre 60 e 74 anos. Após os 75 anos, o excesso é inexistente e não há diferenças por sexo. Por outro lado, Manor & Eisenbach (2003) em estudo que teve o mesmo objetivo, porém utilizando dados de uma base longitudinal de Israel, verificaram que durante os primeiros seis meses de luto, o excesso de mortalidade foi de cerca de 50% entre as mulheres e cerca de 40% entre os homens. Para os homens idosos, o risco é maior do que para as mulheres entre 60 e 64 anos. Para as idosas, o risco é mais elevado entre 65 e 74 anos. Como no estudo realizado para a Finlândia, após os 75 anos, não foi verificado efeito do luto, para homens e mulheres israelenses.

Embora o casamento possa beneficiar as pessoas, contribuindo para que elas tenham ganhos na sua expectativa de vida, é necessário também, sempre que possível, levar em consideração nos estudos sobre diferenciais de mortalidade, segundo estado marital, o impacto das transições entre estados maritais, especialmente, de casado para viúvo ou divorciado/separado. Conforme mostram as pesquisas, a dissolução do casamento, em curto prazo, pode gerar efeitos negativos sobre a saúde e, conseqüentemente, aumentar as taxas de mortalidade. Porém, a continuidade em um estado não casado já não terá tanto impacto sobre a sobrevivência (Cheung, 2000; Williams & Umberson, 2004).

### **3.3 Aspectos metodológicos**

#### **3.3.1 Variáveis selecionadas**

As variáveis explicativas são provenientes da base de dados do Estudo SABE 2000-2006 e a escolha teve como base as duas hipóteses consideradas pela literatura como explicativas para o diferencial de mortalidade por estado marital: efeito protetor e seletividade do casamento. Alguns pesquisadores da área, como Goldman, Korenman & Weinstein (1995), Ebrahim *et al* (1995), Lillard & Waite (1995), Johnson *et al* (2000) e Murphy, Grundy & Kalogirou (2007) acreditam que

esses diferenciais podem ser uma combinação das duas hipóteses e salientam que tanto fatores demográficos, sociais e econômicos quanto aspectos de saúde devem ser levados em consideração nos modelos que tentam explicar o padrão de mortalidade por estado marital, sobretudo nas idades mais avançadas.

Cabe ressaltar que todas as variáveis explicativas consideradas, exceto idade, referem-se a informações declaradas pelo idoso em 2000 na primeira entrevista (*baseline*). Dessa forma, toda a análise foi realizada sob o pressuposto de que essas características se mantiveram constantes até o momento da morte ou até a data da segunda entrevista realizada em 2006. Além disso, uma análise descritiva prévia foi realizada com todas as variáveis selecionadas buscando uma melhor categorização das mesmas e níveis elevados de casos *missing*. As variáveis que apresentaram *missing* acima de 8% não foram consideradas na análise, pois prejudicariam a estimação dos modelos, dado o tamanho da amostra<sup>13</sup>. Isto aconteceu com algumas variáveis importantes, tais como: altura e peso (11,6% de *missing*), que permitiriam calcular o Índice de Massa Corporal (IMC), importante indicador do estado nutricional dos idosos; e a quantidade de anos que deixou de fumar (29,7% de *missing*), para diferenciar melhor o risco de morte dos idosos ex-fumantes dos que nunca fumaram.

Ao final, foram selecionadas 15 variáveis, acreditando-se serem as mais pertinentes e comumente utilizadas pela literatura para analisar a relação entre mortalidade e estado marital. A descrição dessas variáveis e as respectivas categorias são apresentadas nos parágrafos subsequentes.

No que diz respeito às características demográficas (QUAD. 1), além do *estado marital* classificado como: casado (categoria de referência e incluiu os casamentos civis, religiosos e as uniões consensuais), divorciado/separado, viúvo e solteiro, foram também incluídas nas análises a variável *idade* agrupada

---

<sup>13</sup> Geralmente quando uma variável apresenta quantidade de *missing* acima de 8-10%, ela pode prejudicar as estimativas dos modelos, especialmente pelo peso que causaria na relação entre o número de variáveis e o tamanho da amostra (Campos, 2009). Vale ressaltar que esse valor é arbitrário e depende da grandeza da amostra que esta sendo analisada. Assim sendo, tendo em vista outros trabalhos já realizados com os dados do Estudo SABE (por exemplo, Campos (2009)), o tamanho da amostra final analisada e os objetivos desta tese, considerou-se que toda variável explicativa que apresentasse valores de não-resposta acima de 8% não faria parte das análises.

segundo as categorias: 60 a 69 anos ou sexagenários (referência); 70 a 79 anos ou septuagenários; e 80 anos e mais.

**QUADRO 1 – Variáveis explicativas que representam características demográficas da população idosa**

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Estado Marital</i>	Situação conjugal (A13a, A15, A16)	Casado Divorciado/Separado Viúvo Solteiro
<i>Grupos de idade</i>	Ano de nascimento (A1a) Ano do óbito (dtobito) Ano da primeira entrevista (entrev_ANO1) Ano da segunda entrevista (entrev_ANO2)	60 a 69 anos (sexagenários) 70 a 79 anos (septuagenários) 80 anos e mais

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

À luz dos estudos realizados em outros países, consideraram-se cinco variáveis socioeconômicas (QUAD. 2): o *nível de escolaridade*, segundo anos de estudo (nenhum – categoria de referência – 1 a 7 anos, 8 anos ou mais); *se tem seguro/plano privado de saúde* (sim – categoria de referência – ou não); *se tem moradia própria* (sim – categoria de referência – ou não); *se fez uso de serviços de saúde nos últimos 12 meses* (usou – categoria de referência, não usou); e o *estado nutricional* (bem nutrido – categoria de referência – ou não está bem nutrido).

## QUADRO 2 – Variáveis explicativas que representam características socioeconômicas dos idosos

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Nível de escolaridade</i>	Número de anos de estudo (A5a, A5b, A6)	Nenhum 1 a 7 anos 8 anos e mais
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>	Que tipo de seguro de saúde o(a) sr(a) tem? (F1)	Sim Não
<i>Tem casa própria?</i>	Esta casa é: (J2)	Sim Não
<i>Uso de serviços de saúde</i>	Durante os últimos 12 meses, onde o(a) sr(a) foi quando se sentiu doente ou quando precisou fazer uma consulta de saúde? (F3)	Usou Não usou
<i>Estado nutricional</i>	Com relação a seu estado nutricional o(a) sr(a) se considera bem nutrido? (C22i)	Bem nutrido Não está bem nutrido

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

No geral, os indivíduos casados tendem a ter maiores recursos econômicos do que os não casados. Assim, mediante as variáveis apresentadas no QUAD. 2, pretende-se detectar uma possível contribuição das diferenças socioeconômicas sobre o padrão de mortalidade por estado marital, pois acredita-se que o casamento pode facilitar o acesso e o uso de serviços privados de saúde, além de fornecer recursos econômicos que causam efeito sobre a qualidade da dieta/nutrição e a acumulação de riquezas (como casa própria) (Hahn, 1993; Goldman & Hu, 1993; Ebrahim *et al*, 1995; Lillard & Panis, 1996; Johnson *et al*, 2000; Rosa, 2005). Além disso, a educação é frequentemente utilizada como um indicador das condições socioeconômicas de idosos, pois tem a vantagem sobre os rendimentos de ser fixada relativamente cedo na vida, guarda relação com fatores econômicos relacionados à saúde na infância e na fase adulta e está associada à promoção de saúde entre os idosos (Preston & Taubman, 1994; Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Zimmer, Martin & Lin, 2003; Phelan *et al*, 2004).

Outros mecanismos, que não apenas ligados a aspectos econômicos, mas também a fatores sociais, representados principalmente pelas redes sociais e pelo suporte social, são tidos na literatura como fatores de proteção do casamento. O casamento e o meio social adquirido com ele permitem a manutenção de vínculos afetivos e a obtenção de informações estratégicas que

contribuem para uma melhor qualidade de vida para o idoso, especialmente no que diz respeito a comportamentos que colocam em risco a sua saúde (tais como beber ou fumar, não praticar exercícios e maus hábitos alimentares). Além disso, “estar casado” normalmente indica a existência de um relacionamento estável, condição mínima para que se receba apoio social (Goldman & Hu, 1993; Lillard & Waite, 1995; Ebrahim *et al*, 1995; Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Lillard & Panis, 1996; Rosa, 2005; Murphy, Grundy & Kalogirou, 2007).

Assim sendo, foram consideradas igualmente na análise proposta as seguintes variáveis de meio social (QUAD. 3): *Índice de frequência mediana de atenção ao idoso* (infreqüente – categoria de referência – pouco frequente, frequente, muito frequente e constante), e, *se o idosos teve alguma participação comunitária no último ano* (não participou – categoria de referência – ou participou). O índice utilizado foi proposto por Corrêa (2010), com base nas informações disponíveis no Estudo SABE sobre as redes de apoio familiar e social, e engloba tanto a frequência da comunicação quanto a frequência da ajuda (ajuda material e de tempo, simultaneamente) que o idoso recebe do cônjuge, dos filhos (filhos tidos, enteados e filhos adotivos), dos netos, de outros parentes e de não-familiares (como vizinhos, amigos e empregado doméstico). Já a segunda variável – *se teve participação comunitária* – é tida na literatura como uma *proxy* da vida social (laços sociais) dos idosos e pode contribuir, principalmente, para a elevação da auto-estima e, conseqüentemente, para melhores condições de saúde. Essa variável inclui tanto serviços prestados em creches/centros infantis, como em colégios/universidades, postos de saúde, igrejas ou templos, hospitais, centro de idosos e serviços de bem estar social gerais – por exemplo, ONG’s e projetos sociais (Goldman & Hu, 1993; Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Hemstrom, 1996; Gardner & Oswald, 2002).



### QUADRO 3 – Variáveis explicativas que representam características do meio social do idoso

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Índice de frequência mediana de atenção ao idoso</i>	Frequência mediana de atenção ao idoso (Seção G)	Infrequente Pouco frequente Frequente Muito frequente Constante
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>	Durante o último ano, o sr. Prestou algum serviço de forma voluntária ou gratuita para alguma organização da sua comunidade? (G55)	Não participou Participou

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

Uma vez que o casamento pode ser seletivo, elegendo assim os indivíduos mais saudáveis, ou pode proporcionar, entre aqueles menos saudáveis, proteção e ganhos na sua saúde e na sua sobrevivência, considerar variáveis explicativas que reflitam condições de saúde da população em estudo são também importantes para a análise em questão (Lillard & Panis, 1996). Portanto, com base na literatura, foram eleitas para compor os modelos as seguintes covariáveis de saúde (QUAD. 4): a *saúde auto-reportada*, o *número de doenças crônicas* diagnosticadas por médico e a *capacidade funcional* (Goldman, Korenman & Weinstein, 1995; Manton, Stallard & Cordel, 1997; Ofstedal *et al*, 2002; Palloni *et al*, 2005; Palloni & McEniry, 2007).

### QUADRO 4 – Variáveis explicativas que representam condições de saúde dos idosos

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Saúde auto-reportada</i>	O(a) sr(a) diria que sua saúde é excelente, muito boa, boa, regular ou má? (C1)	Excelente/Muito boa/Boa Regular/Ruim
<i>Número de doenças crônicas</i>	Alguma vez um médico ou enfermeiro lhe disse que o sr(a) tem: hipertensão, diabetes, câncer, doença crônica do pulmão, problemas cardíacos, derrame, reumatismo/artrite? (C4 a C10)	Nenhuma Uma ou duas Três ou mais
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>	Estado funcional (D11, D13a até D25a)	Nenhuma Pelo menos uma

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

A *saúde auto-reportada*, também conhecida como auto-percepção da saúde, é um indicador da saúde em geral com boa validade de construto e tem sido

considerada como uma forte preditora das condições de saúde e de mudanças na mortalidade (Manton, Stallard & Cordel, 1997; Ofstedal *et al*, 2002; Palloni *et al*, 2005; Palloni & McEniry, 2007). Segundo Alves (2004), as medidas de autopercepção diferem das outras medidas de saúde porque não enfatizam uma dimensão específica. Elas incluem informações médicas confirmadas do nível de saúde do indivíduo, do diagnóstico de condições crônicas, das limitações funcionais e de incapacidade. Em outras palavras, esse indicador incorpora não só aspectos da saúde cognitiva e emocional, como também da saúde física (Ofstedal *et al*, 2002). Nesta tese, as respostas sobre percepção da própria saúde foram agregadas em duas categorias: excelente/muito boa/boa (categoria de referência) e regular/ruim.

Pesquisadores destacam que o modo como as pessoas avaliam o seu estado geral de saúde está intimamente relacionado com a sua *capacidade funcional*, outro importante indicador das condições de saúde, pois incorpora as principais informações sobre deficiência e podem representar também comorbidades atuais ou passadas, tão importantes para analisar o efeito seletivo do casamento (Palloni *et al*, 2005; Palloni & McEniry, 2007). Segundo Francisco (2006), entre os idosos, as perdas funcionais são responsáveis pelas alterações no grau de dependência para o desempenho das denominadas atividades da vida diária. A autora coloca que, a princípio ocorre o declínio das atividades instrumentais (fazer compras, telefonar ou preparar uma refeição) e, posteriormente, das atividades básicas da vida diária (tomar banho, vestir-se ou alimentar-se), tornando-se então necessário um cuidador presencial. Tendo em vista que os idosos que apresentam dificuldade para realizar tarefas básicas têm também deficiências para realizar atividades instrumentais, conforme destacado por Francisco (2006), considerou-se nos modelos se o idoso tinha nenhuma (categoria de referência) ou pelo menos uma incapacidade para realizar atividades básicas da vida diária (ABVD).

Em geral, grande parte das pesquisas realizadas nos Estados Unidos ou em outros países industrializados sobre diferenciais de saúde e mortalidade, por estado marital, mostram que as pessoas casadas tendem a apresentar menor prevalência de doenças crônicas ao longo da vida, quando comparadas com as não casadas, sugerindo assim um viés de seletividade (Goldman, Korenman &

Weinstein, 1995; Johnson *et al*, 2000; Williams & Umberson, 2004). Deste modo, outra variável explicativa vista como importante para a análise proposta neste trabalho e que incorpora nos seus resultados comorbidades adquiridas ao longo da vida (Ferraro & Nuriddin, 2006) foi o *número de doenças crônicas* (nenhuma – categoria de referência – uma ou duas, três ou mais) diagnosticada por médico entre a população em estudo.

Sabendo-se que o casamento pode incentivar os indivíduos a terem um estilo de vida mais saudável, considerou-se também nas análises as seguintes variáveis (QUAD. 5): *hábito de fumar, uso de álcool e prática de atividades físicas*.

#### QUADRO 5 – Variáveis explicativas que representam estilo de vida dos idosos

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Hábito de fumar</i>	O(a) sr(a) tem ou teve o hábito de fumar? (C24)	Fuma atualmente Já fumou mais não fuma mais Nunca fumou
<i>Uso de álcool</i>	Nos últimos três meses, em média, quantos dias por semana tomou bebida alcoólica? (C23) Nos últimos três meses, nos dias em que tomou bebida alcoólica, foram quantos copos, em média, por dia? (C23a)	Não faz uso Faz uso
<i>Prática de atividade física</i>	Nos últimos 12 meses, tem feito exercícios ou realizado atividades físicas vigorosas regularmente, 3 vezes por semana? (C25a)	Sim Não

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \* Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

A primeira variável – *hábito de fumar* – é composta por três categorias: fuma atualmente (referência); já fumou, mas não fuma mais; e, nunca fumou. Segundo o trabalho publicado pela Organização Mundial da Saúde (WHO, 2002), a prática de fumar aumenta os riscos de doenças não transmissíveis, leva a perdas na capacidade funcional, pois provoca o declínio da densidade óssea, da função respiratória e da força muscular e, conseqüentemente, aumenta o risco de morte. Ao deixar de fumar, o risco de morte pode ser atenuado e até desaparecer após um longo período de tempo, que pode variar segundo a causa de morte e em virtude do número de cigarros fumados por dia e do tempo de uso (Navarro, 2003). Por exemplo, Enstrom & Heath (1999) observaram, ao acompanhar uma coorte de ex-fumantes composta por 51.343 homens e 66.751 mulheres residentes na Califórnia, que os índices de mortalidade por câncer de pulmão

entre ex-fumantes e entre pessoas que nunca fumaram não tiveram uma redução significativa durante os 38 anos de seguimento (1959-1997). Moreira *et al* (2001) afirma que, dependendo da população que está sendo analisada, ex-fumantes abstêmios há mais de 10 anos, têm ainda três vezes mais chances de desenvolver câncer de pulmão quando comparados aos que nunca fizeram uso de tabaco. Como as variáveis que representam quantidade de cigarros/charutos/cachimbos fumados por dia e anos que deixou de fumar têm uma grande quantidade de missing (58,1% e 29,7%, respectivamente), optou-se por analisar ex-fumantes e os que nunca fumaram separadamente.

Para a construção da variável *uso de álcool*, inicialmente, tentou-se levar em consideração a definição recomendada pelo Centro de Informações sobre Saúde e Álcool – CISA. Segundo o CISA a quantidade de álcool ingerida por um indivíduo pode apresentar tanto conseqüências benéficas quanto prejudiciais à saúde. Klatsky *et al* (2005), por exemplo, observaram que, entre 128.934 adultos residentes no Norte da Califórnia no período de 1978 a 1985, os bebedores moderados de álcool, em especial vinho, apresentaram um menor risco de mortalidade do que os bebedores pesados e do que os abstêmios. Em outro trabalho, utilizando dados de 1995 a 2001 do *Nurses' Health Study*, Stampfer *et al* (2005) destacaram que as idosas (com idades entre 70 e 81 anos) que haviam consumido até 15g de álcool por dia apresentaram melhor desempenho na avaliação cognitiva do que as abstêmias. Por outro lado, o *National Institute on Alcohol Abuse and Alcoholism* – NIAAA – (1992) alerta que mesmo quantidades moderadas de bebidas alcoólicas podem estar relacionadas com o aumento no risco de aparecimento de alguns tipos de cânceres, em especial o câncer de mama entre mulheres. Neste contexto, o CISA recomenda que, quando o foco é o consumo de álcool que oferece riscos ao indivíduo, seja utilizado, sempre que possível, o conceito de 'uso pesado do álcool', que considera tanto o volume quanto a freqüência periódica de consumo. Esse conceito está de acordo com as normas do *Journal of Studies on Alcohol* e pontua que os indivíduos que consomem diariamente um certo volume de álcool (três doses por dia) ou fazem uso de uma certa quantidade de bebida alcoólica por ocasião (cinco ou mais doses por ocasião, ao menos 1 vez por semana) ou até mesmo pelo uso diário de álcool, devem ser considerados como 'uso pesado de álcool'. Caso contrário,

classifica-se que o uso de álcool é aceitável. No entanto, não foi possível considerar as categorias 'uso aceitável de álcool' e 'uso pesado de álcool' de tal forma que se pudessem captar possíveis benefícios gerados pela ingestão de bebida alcoólica, em virtude do pequeno número de casos ou de valores iguais a zero, segundo estado marital. Sendo assim, a variável *uso de álcool* foi categorizada apenas como 'não faz uso' (categoria de referência) e 'faz uso' de bebida alcoólica.

Já a *prática de atividades físicas* é uma variável dicotômica e os idosos foram divididos entre aqueles que realizaram atividades físicas regularmente nos últimos 12 meses que antecederam à entrevista (categoria de referência) – 'sim' – e aqueles que não praticaram atividades físicas – 'não'. Conforme Silva (2005) e Campos (2009) relatam nos seus estudos, a prática regular de exercícios físicos moderados pode retardar o declínio na capacidade funcional, reduzir o surgimento de doenças crônicas, melhorar a função cardiorespiratória, diminuir a ansiedade e depressão, bem como minimizar os riscos de mortalidade. Simon *et al* (2009), por exemplo, em estudo realizado com a população residente no Vale do Itajaí/SC com 60 anos e mais, verificaram que os idosos inativos fisicamente, apresentaram risco de mortalidade por doenças pulmonares obstrutivas crônicas mais elevado do que aqueles idosos que praticavam exercícios regularmente.

### **3.3.2 Modelagens propostas**

Para analisar a sobrevivência dos idosos, segundo estado marital, foram utilizados modelos de regressão de Poisson que levam em consideração nas suas estimativas o tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano) e as variáveis explicativas selecionadas. Tendo em vista que o tempo de exposição ao risco de morte não é o mesmo para cada idoso da amostra, primeiramente calculou-se o número de pessoas-ano, ou seja, o número de anos vividos por todos os idosos da amostra desde o momento que foram entrevistados pela primeira vez, em 2000, até o momento da sua morte ou até a data da segunda

entrevista realizada em 2006<sup>14</sup>. Para tanto, utilizou-se a função *split* do programa STATA 9.0 que transforma cada indivíduo em um número de pseudo-indivíduos igual ao número de anos que estiveram expostos ao risco de morrer. Por exemplo, uma idosa, independente do seu estado marital, foi entrevistada em 2000 quando tinha 63 anos e faleceu aos 68 anos de idade. Para o cálculo do tempo que essa idosa esteve exposto ao risco de morrer, a função *split* criou 6 pseudo-indivíduos para representar a trajetória dessa idosa entre essas idades. Já para outra idosa que foi entrevistada pela primeira vez aos 60 anos e, pela segunda vez, aos 66 anos, a função *split* criou 7 pseudo-indivíduos para representar a sua trajetória. Desta forma foi possível contabilizar a contribuição exata de cada idoso da amostra final analisada para o tempo total de exposição ao risco em estudo (Pérez, 2010).

Uma vez calculado o número de pessoas-ano, investigou-se isoladamente, considerando a equação (5), a relação entre cada variável explicativa descrita na seção 3.3.1 e a variável resposta ou dependente, representada pela condição de sobrevivência dos idosos (sobrevivente ou óbito). Nessas análises univariadas, as variáveis explicativas que apresentaram probabilidade de significância (p-valor) inferior a 0,20<sup>15</sup> foram consideradas elegíveis para comporem os modelos de regressão de Poisson multivariados. Segundo alguns autores (Maldonado & Greenland, 1993; Hosmer & Lemeshow, 1989; Katz, 2006; Lima, 2009; Paes, 2010), esse procedimento é uma boa alternativa para evitar que variáveis explicativas importantes sejam excluídas ou que variáveis de confusão sejam incluídas no modelo multivariado.

Posteriormente, três modelos multivariados foram estimados, para homens e mulheres separadamente (QUAD. 6). Tendo em vista o objetivo deste capítulo, as variáveis *estado marital* e *idade* foram mantidas em todos os modelos

---

<sup>14</sup> Entre os 649 idosos falecidos, 89 não apresentaram data de morte. Para eles, o ano de ocorrência do falecimento foi imputado seguindo a mesma distribuição do ano dos óbitos com data declarada, segundo a idade. Para os idosos sobreviventes que 'mudaram para outro município', 'institucionalizados' ou que se 'recusaram' a responder o questionário em 2006, utilizou-se a mesma data de entrevista observada entre os idosos reentrevistados na segunda etapa do estudo SABE, segundo idade

<sup>15</sup> Como se trata de uma etapa inicial e não definitiva da análise de dados, é comum adotar níveis de significância maiores que o usual (0,20 ou 0,25) nas análises univariadas que têm como objetivo a seleção das variáveis que serão consideradas no modelo multivariado final (Paes, 2010).

multivariados, independente da sua significância estatística. No primeiro modelo, além do estado marital e da idade, são acrescentadas as variáveis que representam condições de saúde dos idosos. Na sequência são adicionados os aspectos econômicos e sociais. Por fim, o Modelo 3 representa o modelo completo e nele são consideradas tanto as variáveis sócio-econômicas, como as de saúde e de estilo de vida. Interações não foram incluídas no modelo – como, por exemplo, o efeito do estado marital sobre a mortalidade por idade – devido ao tamanho da amostra.

**QUADRO 6 – Sequência de modelos estimados para a análise dos diferenciais de mortalidade por estado marital**

Variáveis explicativas	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Estado marital</i>	X	X	X
<i>Idade</i>	X	X	X
<i>Condições de saúde</i>	X	X	X
<i>Status socioeconômico</i>		X	X
<i>Meio social</i>		X	X
<i>Estilo de vida</i>			X

Fonte: Elaboração própria.

Vale lembrar que, nos modelos multivariados, foram agregados apenas aqueles fatores associados a cada bloco (condições de saúde, *status* socioeconômico, meio social e estilo de vida) que se revelaram estatisticamente significativos na análise univariada para homens e mulheres. Adicionalmente, para detectar uma possível existência de multicolinearidade<sup>16</sup> em cada um dos modelos apresentados no QUAD. 6, analisou-se a matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados (não entre as variáveis explicativas). Nessas matrizes, correlações elevadas (geralmente superior a 0,80-0,85) indicam possível problema de colinearidade (Hamilton, 2006). Deste modo, para cada modelo estimado, as respectivas matrizes foram analisadas e não foram detectados

<sup>16</sup> A multicolinearidade (existência de dependência linear perfeita ou aproximada entre pelo menos duas variáveis explicativas) consiste em um problema comum em regressões e que, dependendo do grau, pode resultar em erros-padrão elevados e até mesmo impossibilitar a estimação de qualquer modelo (Matos, 1995).

problemas desse tipo. Nos QUAD. A1 e A2 (em anexo) são apresentadas as referidas matrizes, por sexo, apenas para o modelo completo (Modelo 3). Ressalta-se que, para avaliar também possíveis problemas de multicolinearidade, foram estimados modelos alternativos de qualidade de ajuste semelhante e não foram observados valores díspares (até no sinal) nos coeficientes estimados para as mesmas variáveis, corroborando com o que já tinha sido observado nas matrizes de correlação.

### **3.4 Descrição da amostra, segundo estado marital**

Para estudar a relação entre estado marital e mortalidade, segundo sexo, 2.004 idosos foram analisados, dos quais, 836 ou 41,7% são do sexo masculino e 649 ou 32,4% haviam falecido entre 2000 e 2006. A maioria dos idosos é casada (53%) e entre os não-casados, destaca-se a alta proporção de viúvos (35%), especialmente entre as mulheres (49%). Na TAB. 2 é apresentada a distribuição relativa dos idosos, por estado marital e sexo, segundo variáveis explicativas selecionadas e descritas na subseção 3.3.1.



**TABELA 2 – Distribuição relativa das características da amostra no *baseline*, segundo estado marital e sexo. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Homens				Mulheres			
	Casado	Divorciado/Separado	Viúvo	Solteiro	Casado	Divorciado/Separado	Viúvo	Solteiro
<i>Grupos de idade</i>								
60 a 69	63,8%	72,0%	39,9%	60,4%	69,7%	68,6%	38,8%	56,1%
70 a 79	29,4%	22,0%	31,6%	35,1%	26,0%	28,0%	37,6%	31,7%
80 e mais	6,8%	6,0%	28,5%	4,5%	4,3%	3,4%	23,5%	12,3%
<i>Saúde auto-reportada</i>								
Excelente/Muito boa/Boa	46,4%	63,6%	50,8%	46,8%	43,8%	45,1%	45,7%	48,8%
Regular/Ruim	53,6%	36,4%	49,2%	53,2%	56,2%	54,9%	54,3%	51,2%
<i>Número de doenças crônicas</i>								
Nenhuma	24,4%	47,2%	27,5%	35,6%	15,2%	23,1%	18,8%	24,4%
Uma ou duas	57,2%	48,8%	50,3%	49,4%	54,8%	55,1%	55,7%	47,2%
Três ou mais	18,5%	4,0%	22,1%	15,0%	29,9%	21,8%	25,5%	28,3%
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>								
Nenhuma	85,0%	83,5%	81,2%	91,7%	79,9%	73,0%	74,9%	76,1%
Pelo menos uma	15,0%	16,5%	18,8%	8,3%	20,1%	27,0%	25,1%	23,9%
<i>Nível de escolaridade</i>								
Nenhuma	15,3%	20,1%	31,4%	23,4%	19,2%	20,7%	29,1%	16,9%
1 a 7 anos	64,1%	61,0%	44,7%	47,3%	64,6%	61,0%	61,6%	58,8%
8 anos ou mais	20,6%	18,9%	23,8%	29,3%	16,1%	18,2%	9,3%	24,4%
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>								
Sim	37,4%	17,0%	39,5%	10,2%	44,9%	29,9%	32,4%	41,0%
Não	62,6%	83,0%	60,5%	89,8%	55,1%	70,1%	67,6%	59,0%
<i>Tem casa própria?</i>								
Sim	83,2%	72,9%	84,3%	81,2%	85,4%	71,3%	77,0%	72,1%
Não	16,8%	27,1%	15,7%	18,8%	14,6%	28,7%	23,0%	27,9%
<i>Uso de serviços de saúde</i>								
Usou	79,1%	79,7%	78,4%	79,3%	85,8%	87,3%	87,1%	80,4%
Não usou	20,9%	20,3%	21,6%	20,7%	14,2%	12,7%	12,9%	19,6%
<i>Estado nutricional</i>								
Bem nutrido	96,5%	87,5%	92,2%	98,2%	92,1%	84,4%	91,7%	92,0%
Não está bem nutrido	3,5%	12,5%	7,8%	1,8%	7,9%	15,6%	8,3%	8,0%
<i>Frequência mediana da atenção ao idoso</i>								
Infrequente	9,5%	28,2%	7,2%	16,3%	3,7%	8,5%	5,2%	6,8%
Pouco frequente	11,8%	13,7%	10,1%	10,6%	12,5%	15,6%	12,9%	10,2%
Frequente	34,1%	25,4%	31,0%	16,6%	34,4%	31,3%	30,6%	24,4%
Muito frequente	34,5%	20,8%	32,1%	43,3%	37,7%	39,3%	35,5%	36,4%
Constante	10,1%	11,8%	19,5%	13,2%	11,8%	5,4%	15,8%	22,2%
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>								
Não participou	74,2%	78,3%	79,2%	70,1%	67,6%	80,4%	73,7%	73,0%
Participou	25,8%	21,7%	20,8%	29,9%	32,4%	19,6%	26,3%	27,0%
<i>Hábito de fumar</i>								
Fuma atualmente	21,8%	50,0%	25,4%	20,7%	10,0%	18,6%	10,5%	8,6%
Já fumou, mas não fuma mais	52,9%	22,9%	41,6%	46,8%	13,5%	28,6%	17,8%	22,0%
Nunca fumou	25,3%	27,1%	33,1%	32,5%	76,5%	52,8%	71,7%	69,4%
<i>Uso de álcool</i>								
Não faz uso	51,8%	45,9%	54,2%	73,6%	76,9%	74,6%	82,3%	80,6%
Faz uso de álcool	48,2%	54,1%	45,8%	26,4%	23,1%	25,4%	17,7%	19,4%
<i>Prática de atividade física</i>								
Sim	29,8%	37,9%	25,3%	29,7%	28,8%	29,5%	19,5%	26,3%
Não	70,2%	62,1%	74,7%	70,3%	71,2%	70,5%	80,5%	73,7%
<i>Tamanho da amostra</i>	634	36	136	30	434	102	569	62

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota:

- A participação relativa de cada categoria nas variáveis analisadas foi obtida após a expansão da amostra;

- Para os idosos do sexo masculino: 49 (5,8%) deixaram em branco as informações sobre doenças crônicas diagnosticadas por médico; 8 (0,9%) não declararam nível de escolaridade; 1 (0,1%) não informou se a casa que habitava era própria; 10 (1,2%) não relataram o seu estado nutricional; e, para 5 (0,6%) não foi possível obter o índice de frequência mediana de atenção. Já entre as idosas: 1 (0,08%) apresentou estado marital em branco; 5 (0,4%) não auto-avaliaram a sua saúde; 78 (6,6%) deixaram em branco as informações sobre doenças crônicas diagnosticadas por médico; 1 (0,08%) apresentaram informações sobre incapacidade em branco; 9 (0,7%) não declararam nível de escolaridade; 1 (0,08%) não informou se tem seguro privado de saúde ou se fez uso de serviços de saúde ou se teve participação comunitário ou se fez uso de álcool; 2 (0,1%) não informaram se a casa é própria; 25 (2,1%) não relataram o seu estado nutricional; para 17 (1,4%) não foi possível obter o índice de frequência mediana de atenção; e, 2 (0,1%) não relataram se fumavam ou se praticavam exercício regularmente.

Observa-se na TAB. 2 que os idosos casados apresentam uma estrutura etária mais jovem que os demais estados maritais e são, na sua maioria, do sexo masculino. Destaca-se a alta proporção de homens e mulheres, até 69 anos, separados ou divorciados (72,0% e 68,6%, respectivamente). Conforme esperado, a composição etária é mais envelhecida para os idosos viúvos, de ambos os sexos.

Os resultados da TAB. 2 indicam também algumas diferenças nas condições de saúde, segundo estado marital. Homens divorciados/separados apresentaram melhores condições de saúde que os demais grupos. Em suma, eles tendem a relatar o seu estado de saúde como 'excelente/muito bom/bom' e, na sua maioria, não apresenta doenças crônicas diagnosticadas por médico e nem dificuldade em realizar atividades básicas da vida diária. O mesmo, porém, não é observado entre as idosas divorciadas/separadas (este é o grupo marital, entre as mulheres, com saúde mais vulnerável). Para homens e mulheres, os viúvos são mais propensos a apresentar limitações para realizar atividades básicas da vida diária (talvez, em parte, devido à sua idade) e o número de doenças crônicas referidas é maior, especialmente entre os casados (75,6% dos homens e 84,8% das mulheres declararam ter pelo menos uma doença crônica). Se por um lado, uma proporção elevada de idosas solteiras declara ter boa saúde, por outro, é o segundo grupo que apresenta maior proporção com três ou mais doenças crônicas diagnosticadas por médico (28,3%).

No que diz respeito às condições econômicas, idosos casados têm mais chances de ter plano privado de saúde, casa própria, estado nutricional satisfatório e maiores níveis de educação (TAB. 2). Chama a atenção a alta proporção de homens e mulheres solteiros com 8 anos e mais de estudo. Em relação ao meio social, os homens viúvos e as mulheres divorciadas/separadas e viúvas apresentaram atenção mediana frequente. Já idosos solteiros, de ambos os sexos, e mulheres viúvas participam mais ativamente de serviços comunitários. Um diferencial marcante é a proporção relativamente elevada de homens divorciados/separados (28,2%) que não recebe ajuda material e que tem comunicação infrequente com familiares e não-familiares, em comparação com todos os outros grupos maritais.

Finalmente, é interessante observar que a população feminina com 60 anos e mais possui estilo vida mais saudável do que a população masculina na mesma idade, independente do seu estado marital. O hábito de fumar e de consumir álcool é mais elevado entre homens e mulheres divorciados/separados. No entanto são eles que tendem a praticar exercícios físicos com maior regularidade.

### **3.5 Resultados dos modelos estatísticos**

#### **3.5.1 Análise univariada**

A TAB. 3 mostra que, tanto para homens (RTM = 1,6 e  $p = 0,013$ ), quanto para mulheres (RTM = 2,1 e  $p < 0,001$ ), ser viúvo(a) é um fator associado ao aumento da prevalência de óbitos, entre os idosos analisados (em parte explicado pela idade). Ao mesmo tempo, entre as mulheres, observa-se uma associação positiva (RTM = 1,8) e significativa do ponto de vista estatístico ( $p = 0,023$ ) entre óbito e ser divorciada/separada. Para os outros estados maritais, a razão entre as taxas de mortalidade, quando comparados aos casados, não foi estatisticamente significativa. A TAB. 3 mostra também uma associação estatisticamente significativa e positiva entre mortalidade e idade: idosos em idades mais avançadas apresentam maiores riscos de mortalidade.

Todas as variáveis que representam condições de saúde dos idosos se mostraram significativas (TAB. 3). No geral, quanto maior é o número de doenças crônicas diagnosticado por médico, maior é o risco de mortalidade para homens e mulheres. O mesmo pode ser observado quando os idosos declaram saúde regular/ruim ou quando há presença de alguma incapacidade.

Conforme esperado, os resultados da TAB. 3 indicam que o nível de escolaridade tem uma associação negativa com a mortalidade. Idosos com maior escolaridade tendem a apresentar maior sobrevivência e os diferenciais são mais acentuados entre as mulheres. Ainda com relação a aspectos econômicos, houve associação entre ter plano privado de saúde e mortalidade da população com 60 anos e mais, independente do sexo. Idosos do sexo masculino que não tem plano privado de saúde apresentaram taxas de mortalidade 54% ( $p = 0,026$ ) superiores quando

comparados aos que possuem e entre as mulheres este valor foi de 35% ( $p = 0,021$ ). Ainda para a população feminina, observa-se uma associação significativa e positiva entre mortalidade e não ter casa própria ( $RTM = 1,5$  e  $p = 0,002$ ).

No que diz respeito às variáveis que representam redes sociais e de suporte social, apenas a participação em atividades comunitárias foi significativa (TAB. 3). Enquanto os homens que participam têm mortalidade 48% menor do que aqueles que não participam ( $p < 0,001$ ), entre as mulheres que participam, a taxa de mortalidade é 0,4 vezes a taxa daquelas que não participam ( $p < 0,001$ ).

Quanto ao estilo de vida, o hábito de fumar, o uso de bebida alcoólica e a prática regular de atividades físicas estão associados aos óbitos do sexo masculino, ao passo que, para os idosos do sexo feminino, apenas as duas últimas variáveis (uso de álcool e prática de exercícios) se mostraram estatisticamente significativas. O fato de homens e mulheres que fazem uso de álcool terem apresentado menores taxas de mortalidade do que aqueles idosos que não consomem bebida alcoólica pode estar relacionado com o volume e a frequência consumida. Conforme descrito na seção 3.3.1, a quantidade de álcool ingerida por um indivíduo pode apresentar tanto conseqüências benéficas quanto prejudiciais à saúde. No entanto, não foi possível desagregar a categoria 'faz uso de álcool' em 'uso aceitável de álcool' e 'uso pesado de álcool' de tal forma que se pudesse captar possíveis benefícios para a saúde gerados pela ingestão de bebida alcoólica, em virtude do pequeno número de casos segundo estado marital. Como, entre a população analisada que faz uso de álcool, pelo menos 80% consome bebida alcoólica dentro dos níveis considerados aceitáveis pelo CISA, é possível que esses idosos apresentem menores riscos de morte do que aqueles que não ingerem.

**TABELA 3 – Análise univariada dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital, segundo sexo. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Homens			Mulheres		
	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor
<i>Estado marital</i>						
Casado	-	1,000		-	1,000	
Divorciado/Separado	-0,439	0,645	0,261	0,633	1,883	0,023
Viúvo	0,481	1,617	0,013	0,751	2,119	<0,001
Solteiro	0,412	1,510	0,118	0,156	1,169	0,589
<i>Grupos de idade</i>						
60 a 69	-	1,000		-	1,000	
70 a 79	0,566	1,761	0,005	0,642	1,900	0,004
80 e mais	1,350	3,857	<0,001	1,710	5,529	<0,001
<i>Saúde auto-reportada</i>						
Excelente/Muito boa/Boa	-	1,000		-	1,000	
Regular/Ruim	0,468	1,597	0,001	0,386	1,471	0,014
<i>Número de doenças crônicas</i>						
Nenhuma	-	1,000		-	1,000	
Uma ou duas	0,642	1,901	0,002	0,832	2,297	0,001
Três ou mais	0,871	2,388	<0,001	1,126	3,083	<0,001
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>						
Nenhuma	-	1,000		-	1,000	
Pelo menos uma	0,809	2,245	<0,001	0,921	2,512	<0,001
<i>Nível de escolaridade</i>						
Nenhuma	-	1,000		-	1,000	
1 a 7 anos	-0,361	0,697	0,006	-0,571	0,565	<0,001
8 anos ou mais	-0,746	0,474	0,013	-0,962	0,382	0,001
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>						
Sim	-	1,000		-	1,000	
Não	0,433	1,541	0,026	0,302	1,352	0,021
<i>Tem casa própria?</i>						
Sim	-	1,000		-	1,000	
Não	0,249	1,282	0,222	0,450	1,569	0,002
<i>Uso de serviços de saúde</i>						
Usou	-	1,000		-	1,000	
Não usou	-0,270	0,763	0,189	-0,164	0,849	0,333
<i>Estado nutricional</i>						
Bem nutrido	-	1,000		-	1,000	
Não está bem nutrido	-0,123	0,885	0,776	0,664	1,943	0,001
<i>Frequência mediana da atenção ao idoso</i>						
Infrequente	-	1,000		-	1,000	
Pouco frequente	0,022	1,023	0,939	0,088	1,092	0,810
Frequente	-0,205	0,815	0,465	-0,151	0,860	0,660
Muito frequente	0,071	1,074	0,746	0,078	1,082	0,816
Constante	0,396	1,485	0,163	0,166	1,181	0,625
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>						
Não participou	-	1,000		-	1,000	
Participou	-0,658	0,518	<0,001	-0,875	0,417	<0,001
<i>Hábito de fumar</i>						
Fuma atualmente	-	1,000		-	1,000	
Já fumou, mas não fuma mais	-0,538	0,584	<0,001	0,091	1,095	0,634
Nunca fumou	-0,676	0,509	0,002	-0,219	0,803	0,211
<i>Uso de álcool</i>						
Não faz uso	-	1,000		-	1,000	
Faz uso	-0,376	0,687	0,021	-0,577	0,562	0,004
<i>Prática de atividade física</i>						
Sim	-	1,000		-	1,000	
Não	0,675	1,964	<0,001	1,175	3,238	<0,001

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.

Com base na análise univariada, estimaram-se também as taxas de mortalidade, segundo estado marital, para os idosos do sexo masculino e feminino, utilizando os coeficientes dos modelos de regressão de Poisson apresentados na TAB. 4. Os resultados são expostos na TAB. 5 e na FIG. 3.

**TABELA 4 – Coeficientes da regressão de Poisson, na análise univariada, do número de mortes dos idosos como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano), para homens, mulheres e amostra total, por estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variável	Homens		Mulheres		Amostra total	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
<i>Estado marital</i>						
Casado	-		-		-	
Divorciado/Separado	-0,439	0,261	0,633	0,023 **	0,021	0,917
Viúvo	0,481	0,013 *	0,751	<0,001 *	0,299	0,013 *
Solteiro	0,412	0,118	0,156	0,589	0,141	0,475
<i>Constante</i>	-3,044	<0,001 *	-3,889	<0,001 *	-3,333	<0,001 *
<i>Tamanho da amostra</i>	836		1.167		2.003	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

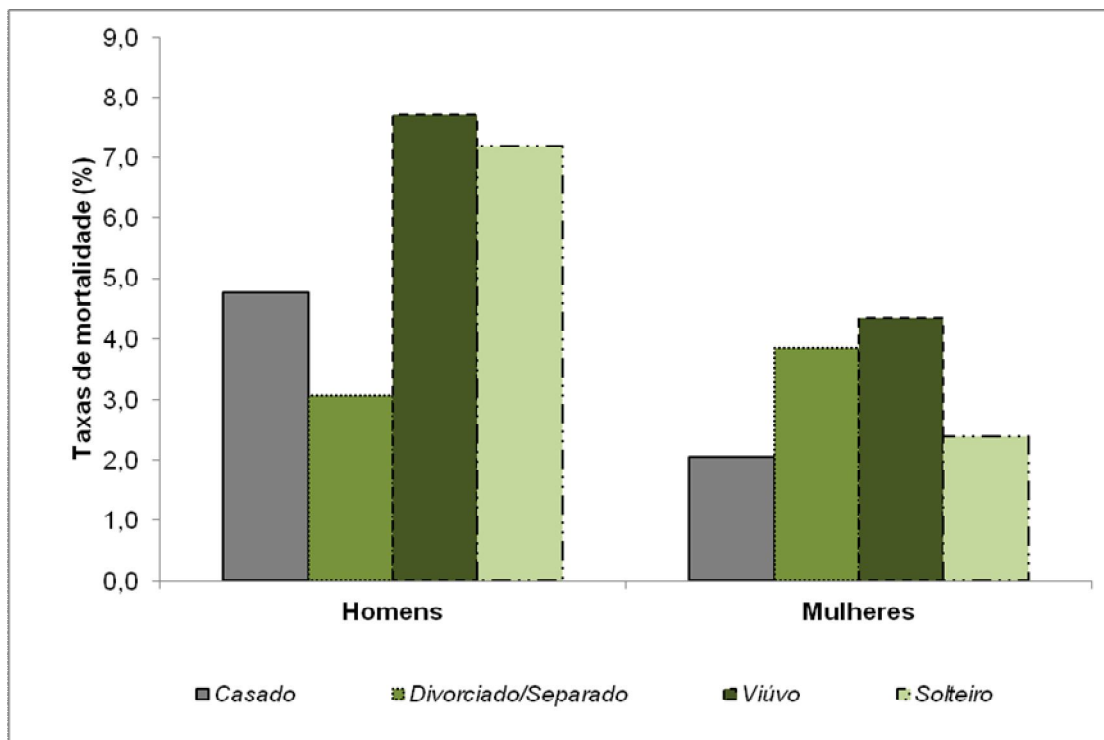
Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05 \*\*\*p-valor<0,10.

**TABELA 5 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006**

Sexo	Estado marital	Taxas de mortalidade (%)	Intervalo de confiança (95%)	
<i>Homens</i>	Casado	4,8	4,0	5,7
	Divorciado/Separado	3,1	1,2	8,0
	Viúvo	7,7	4,4	13,4
	Solteiro	7,2	3,6	14,4
	<i>p-valor</i>		0,02**	
<i>Mulheres</i>	Casado	2,0	1,5	2,8
	Divorciado/Separado	3,9	1,7	9,0
	Viúvo	4,3	2,3	8,3
	Solteiro	2,4	1,0	5,8
	<i>p-valor</i>		0,003*	
<i>Amostra total</i>	Casado	3,6	3,0	4,2
	Divorciado/Separado	3,6	2,1	6,4
	Viúvo	4,8	3,3	7,1
	Solteiro	4,1	2,4	7,1
	<i>p-valor</i>		0,07***	

Fonte: Estimativas obtidas com base nos coeficientes da TAB. 4.

**FIGURA 3 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006**



Fonte: TAB. 5.

No geral (TAB. 5 e FIG. 3), as taxas de mortalidade são maiores entre os grupos de idosos não casados e do sexo masculino. Entre as mulheres, as taxas de mortalidade são mais elevadas para as viúvas (4,3 óbitos para cada 100 idosas), seguidas pelas divorciadas/separadas e solteiras (aproximadamente 4 e 2,4 óbitos para cada 100 idosas, respectivamente). Enquanto homens casados e divorciados/separados apresentaram as menores taxas de mortalidade (em torno de 5 e 3 óbitos para cada 100 idosos, respectivamente), observa-se uma alta prevalência de óbitos entre viúvos e solteiros.

Ao incorporar a variável idade (TAB. 6), os resultados (TAB. 7 e FIG. 4) indicam que as taxas de mortalidade aumentam com a idade e, no geral, são menores entre homens e mulheres casados. Como o modelo apresentado na TAB. 6 não considera a interação entre as variáveis estado marital e grupos de idade, não é possível avaliar como a associação entre mortalidade e estado marital varia dentro de cada grupo etário. Contudo, é possível observar, por intermédio dessas taxas, o diferencial relativo médio entre os estados maritais, para todas as faixas de idade consideradas.

**TABELA 6 – Coeficientes da regressão de Poisson do número de mortes dos idosos como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano), para homens, mulheres e amostra total, por estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variável	Homens		Mulheres		Amostra total	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
<i>Estado marital</i>						
Casado	-		-		-	
Divorciado/Separado	-0,378	0,312	0,601	0,031 **	0,032	0,878
Viúvo	0,192	0,299	0,306	0,092 ***	-0,066	0,602
Solteiro	0,410	0,120	-0,060	0,827	0,030	0,874
<i>Grupos de idade</i>						
60 a 69	-		-		-	
70 a 79	0,546	0,007 *	0,597	0,007 **	0,578	<0,001 *
80 e mais	1,310	<0,001 *	1,639	<0,001	1,488	<0,001 *
<i>Constante</i>	-3,486	<0,001 *	-4,375	<0,001 *	-3,807	<0,001 *
<i>Tamanho da amostra</i>	836		1.167		2.003	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05 \*\*\*p-valor<0,10.

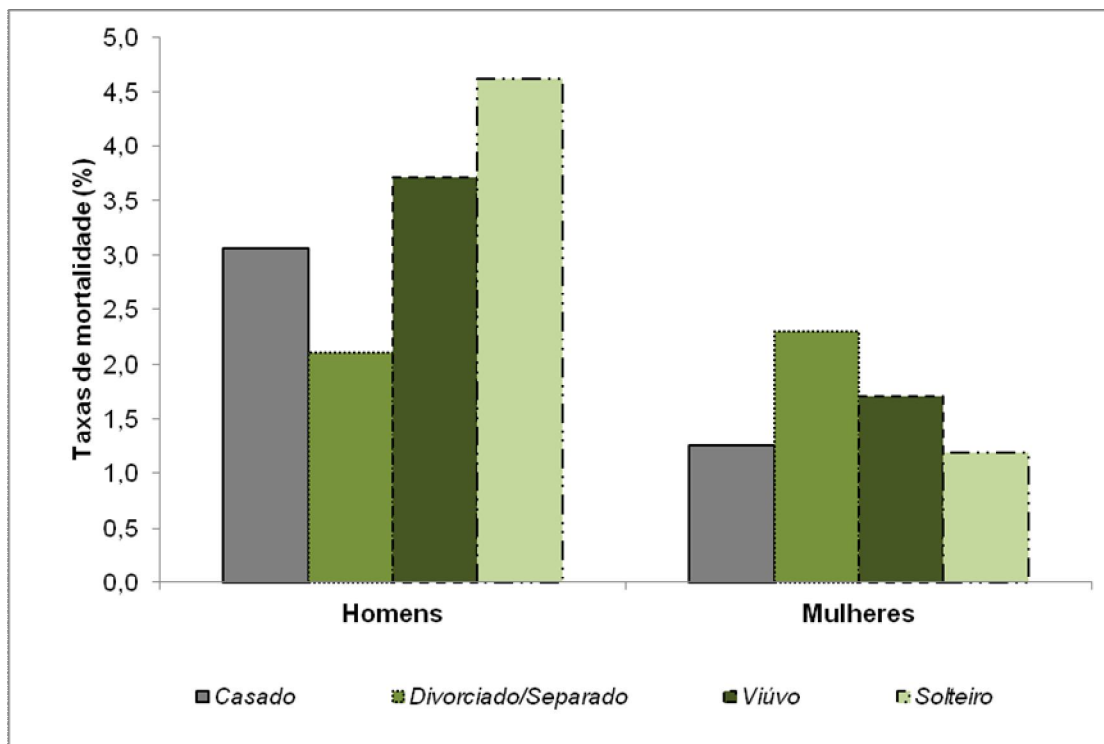
**TABELA 7 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo, grupos de idade e estado marital. Município de São Paulo, 2000-2006**

Sexo	Grupos de idade	Estado marital	Taxas de mortalidade (%)	Intervalo de confiança (95%)	
<i>Homens</i>	60 a 69 anos	Casado	3,1	2,4	4,0
		Divorciado/Separado	2,1	0,0	5,7
		Viúvo	3,7	2,0	6,9
		Solteiro	4,6	2,1	10,0
	70 a 79 anos	Casado	5,3	2,8	10,1
		Divorciado/Separado	3,6	0,0	14,5
		Viúvo	6,4	2,3	17,7
		Solteiro	8,0	2,5	25,6
	80 anos e mais	Casado	11,4	6,5	19,9
		Divorciado/Separado	7,8	0,0	28,6
		Viúvo	13,8	5,4	34,8
		Solteiro	17,1	5,8	50,5
		<i>p-valor</i>	<0,001		
<i>Mulheres</i>	60 a 69 anos	Casado	1,3	0,8	1,9
		Divorciado/Separado	2,3	0,9	6,0
		Viúvo	1,7	0,8	3,7
		Solteiro	1,2	0,5	3,1
	70 a 79 anos	Casado	2,3	1,0	5,3
		Divorciado/Separado	4,2	1,0	16,8
		Viúvo	3,1	0,9	10,3
		Solteiro	2,2	0,5	8,6
	80 anos e mais	Casado	6,5	3,0	14,0
		Divorciado/Separado	11,8	3,2	44,1
		Viúvo	8,8	2,8	27,2
		Solteiro	6,1	1,6	22,7
		<i>p-valor</i>	<0,001		

Fonte: Estimativas obtidas com base nos coeficientes da TAB. 6.



**FIGURA 4 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e estado marital para o grupo etário de 60 a 69 anos. Município de São Paulo, 2000-2006**



Fonte: TAB. 7.

Agora, ao considerar a idade (TAB. 7 e FIG. 4), observa-se que as taxas de mortalidade das idosas divorciadas/separadas, em relação às casadas, são mais elevadas do que a das viúvas quando comparadas também ao grupo das mulheres casadas (1,8 e 1,4 vezes, respectivamente). Ainda para a população feminina, os resultados mostram que as taxas de mortalidade entre casadas e solteiras são semelhantes. Já para os homens, em relação aos casados, as taxas de mortalidade são mais elevadas para os solteiros seguidos pelos viúvos. Ao contrário do que se esperava, idosos divorciados/separados apresentaram maior sobrevivência do que os casados. Em parte, esse resultado pode ser explicado pelas características da própria amostra, ou por uma seletividade, ou porque, mesmo divorciados/separados, esses idosos ainda levam consigo benefícios adquiridos com o casamento e por isso apresentam menor mortalidade. Vale comentar, segundo descrito na seção 3.4, que esse foi o grupo que apresentou melhores condições de saúde no conjunto da população analisada: relataram o seu estado de saúde como 'excelente/muito bom/bom' e, na sua maioria, não

apresentaram doenças crônicas diagnosticadas por médico e nem dificuldade em realizar atividades básicas da vida diária.

### 3.5.2 Análise multivariada

Nesta subseção são apresentados os resultados dos modelos multivariados utilizados para a análise da relação entre mortalidade e estado marital. Conforme descrito na subseção 3.3.2, as variáveis candidatas aos modelos multivariados foram aquelas que, na análise univariada (TAB. 3), apresentaram p-valor menor que 0,20.

Para os idosos do sexo masculino (TAB. 8), verifica-se que ser solteiro se manteve como um fator independentemente associado com a mortalidade, ao considerar na análise as variáveis que representam condições de saúde, aspectos econômicos e sociais e de estilo de vida. No modelo completo, por exemplo, a taxa de mortalidade dos idosos solteiros é 61% maior que a taxa de mortalidade observada para os casados ( $p < 0,05$ ). No entanto, para o mesmo modelo completo, ao contrário do que foi observado em outros estudos, verificou-se uma associação negativa e significativa entre mortalidade e ser divorciado/separado. Parcialmente, esse resultado pode ser explicado pelas características da própria amostra, ou por uma seletividade, ou porque, mesmo divorciado/separado, esses idosos ainda levam consigo benefícios adquiridos com o casamento e por isso apresentam menor mortalidade em relação aos casados.

Já entre as mulheres (TAB. 9), para todos os modelos, observa-se uma associação positiva e significativa entre mortalidade e ser divorciada/separada ou viúva. Assim como para os homens solteiros, à medida que variáveis de saúde, de *status* social e econômico e de estilo de vida foram sendo adicionadas aos modelos, observaram-se mudanças no p-valor e alterações, mesmo que modestas, nas razões entre as taxas de mortalidade de divorciadas/separadas e viúvas em relação às casadas, indicando que o efeito do estado marital sobre a mortalidade das idosas pode ser parcialmente explicado por essas variáveis. No Modelo 1, ao considerar apenas as condições de saúde, a taxa de mortalidade

das mulheres divorciadas/separadas foi 93% ( $p < 0,05$ ) maior que a taxa estimada para as mulheres casadas. Ao adicionar características econômicas/sociais e depois de estilo de vida, esse percentual foi de 71% ( $p < 0,10$ ) e 82% ( $p < 0,05$ ), respectivamente. Os resultados vislumbrados para as idosas viúvas, em parte, podem ser explicados pela idade, cuja estrutura etária é mais envelhecida do que as observadas para os demais estados maritais.

**TABELA 8 – Resultado dos modelos multivariados estimados para a análise dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital. Homens. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo reduzido		
	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor
<i>Estado marital</i>												
Casado	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Divorciado/Separado	-0,486	0,615	0,191	-0,555	0,574	0,122	-0,646	0,524	0,046 **	-0,626	0,535	0,053 **
Viúvo	0,172	1,187	0,386	0,170	1,185	0,389	0,151	1,163	0,444	0,128	1,136	0,499
Solteiro	0,546	1,726	0,036 **	0,463	1,589	0,082 ***	0,478	1,613	0,045 **	0,510	1,665	0,034 **
<i>Grupos de idade</i>												
60 a 69	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
70 a 79	0,538	1,713	0,011	0,523	1,687	0,012 *	0,573	1,774	0,004 *	0,588	1,800	0,002 *
80 e mais	1,274	3,576	<0,001 *	1,225	3,405	<0,001 *	1,299	3,667	<0,001 *	1,342	3,828	<0,001 *
<i>Condições de saúde</i>												
<i>Saúde auto-reportada</i>												
Excelente/Muito boa/Boa	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Regular/Ruim	0,291	1,337	0,046 **	0,220	1,246	0,133	0,207	1,231	0,152			
<i>Número de doenças crônicas</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Uma ou duas	0,579	1,785	0,004 *	0,596	1,816	0,002 *	0,596	1,815	0,002 *	0,625	1,868	0,002 *
Três ou mais	0,575	1,777	0,016 **	0,586	1,797	0,013 *	0,653	1,921	0,006 *	0,712	2,039	0,004 *
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Pelo menos uma	0,477	1,611	0,003 *	0,398	1,489	0,007 *	0,313	1,367	0,037 **	0,356	1,427	0,017 *
<i>Status socioeconômico</i>												
<i>Nível de escolaridade</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
1 a 7 anos	-0,066	0,936	0,667	-0,066	0,936	0,667	0,017	1,017	0,909			
8 anos ou mais	-0,227	0,797	0,457	-0,227	0,797	0,457	-0,115	0,891	0,701			
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>												
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não				0,320	1,378	0,161	0,202	1,223	0,395	0,263	1,301	0,212
<i>Uso de serviços de saúde</i>												
Usou	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não usou				-0,015	0,985	0,932	0,022	1,022	0,900			
<i>Melo social</i>												
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>												
Não participou	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Participou				-0,444	0,642	0,019 **	-0,289	0,749	0,150	-0,285	0,752	0,142
<i>Estilo de vida</i>												
<i>Hábito de fumar</i>												
Fuma atualmente	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Já fumou, mas não fuma mais	-0,674	0,510	<0,001 *	-0,674	0,510	<0,001 *	-0,674	0,510	<0,001 *	-0,653	0,520	<0,001 *
Nunca fumou	-0,721	0,486	0,002 *	-0,721	0,486	0,002 *	-0,721	0,486	0,002 *	-0,700	0,496	0,002 *
<i>Uso de álcool</i>												
Não faz uso	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Faz uso				-0,143	0,867	0,334						
<i>Prática de atividade física</i>												
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não				0,407	1,502	0,021 **	0,448	1,566	0,010 *	0,448	1,566	0,010 *
<i>Tamanho da amostra</i>												
Constante	-4,19		<0,001 *	-4,17		<0,001 *	-3,95		<0,001 *	-4,04		<0,001 *
Valor de F	16,77			10,66			13,69			17,96		
valor de p	<0,001			<0,001			<0,001			<0,001		

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05 \*\*\*p-valor<0,10.

RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.

**TABELA 9 – Resultado dos modelos multivariados estimados para a análise dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital. Mulheres. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo reduzido		
	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor
<b>Estado marital</b>												
Casado	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Divorciado/Separado	0,659	1,933	0,018 **	0,540	1,716	0,069 ***	0,598	1,819	0,042 **	0,649	1,913	0,022 **
Viúvo	0,392	1,480	0,024 **	0,333	1,395	0,055 **	0,303	1,354	0,085 ***	0,350	1,418	0,052 **
Solteiro	0,010	1,010	0,988	0,046	1,047	0,864	0,048	1,049	0,857	0,039	1,040	0,884
<b>Grupos de idade</b>												
60 a 69	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
70 a 79	0,517	1,676	0,020 **	0,430	1,537	0,053 **	0,421	1,524	0,059 ***	0,470	1,601	0,029 **
80 e mais	1,469	4,344	<0,001 *	1,409	4,090	<0,001 *	1,321	3,745	<0,001 *	1,304	3,684	<0,001 *
<b>Condições de saúde</b>												
<b>Saúde auto-reportada</b>												
Excelente/Muito boa/Boa	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Regular/Ruim	0,037	1,038	0,831	-0,034	0,967	0,855	-0,111	0,895	0,565			
<b>Número de doenças crônicas</b>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Uma ou duas	0,741	2,098	0,002 *	0,774	2,169	0,002 *	0,777	2,176	0,002 *	0,734	2,084	0,003 *
Tres ou mais	0,912	2,488	0,001 *	0,981	2,666	0,001 *	0,928	2,530	0,001 *	0,894	2,444	0,001 *
<b>Presença de incapacidade (ABVD)</b>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Pelo menos uma	0,594	1,812	<0,001 *	0,508	1,662	0,001 *	0,438	1,550	0,002 *	0,450	1,569	0,001 *
<b>Status socioeconômico</b>												
<b>Nível de escolaridade</b>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
1 a 7 anos	-0,249	0,779	0,107 ***	-0,249	0,779	0,107 ***	-0,205	0,814	0,194	-0,243	0,784	0,120
8 anos ou mais	-0,275	0,760	0,365	-0,275	0,760	0,365	-0,150	0,861	0,621	-0,296	0,744	0,284
<b>Tem seguro/plano privado de saúde?</b>												
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não				0,072	1,075	0,608	0,066	1,068	0,631			
<b>Tem casa própria?</b>												
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não	0,246	1,279	0,132	0,246	1,279	0,132	0,234	1,264	0,163			
<b>Estado nutricional</b>												
Bem nutrido	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não está bem nutrido	0,312	1,366	0,145	0,312	1,366	0,145	0,279	1,322	0,180			
<b>Meio social</b>												
<b>Teve participação comunitária no último ano?</b>												
Não participou	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Participou	-0,600	0,549	0,004 *	-0,600	0,549	0,004 *	-0,589	0,555	0,005 *	-0,614	0,541	0,003 *
<b>Estilo de vida</b>												
<b>Uso de álcool</b>												
Não faz uso	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Faz uso							-0,388	0,678	0,075 ***			
<b>Prática de atividade física</b>												
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não	0,731	2,078	0,003 *	0,731	2,078	0,003 *	0,731	2,078	0,003 *	0,762	2,143	0,002 *
<b>Tamanho da amostra</b>												
Constante	-5,26	1,083	<0,001 *	-4,95	1,044	<0,001 *	-5,42	1,041	<0,001 *	-5,41	1,076	<0,001 *
Valor de F		18,34			13,70			13,45			16,71	
valor de p		<0,001			<0,001			<0,001			<0,001	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05 \*\*\*p-valor<0,10.

RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.

Conforme esperado, tanto para homens quanto para as mulheres, observa-se uma associação positiva e significativa entre mortalidade e grupos de idade, tendo como referência os idosos sexagenários. Com base nas TAB. 8 e 9, nota-se também que os idosos que reportaram saúde como regular ou ruim, que declararam ter maior número de doenças crônicas diagnosticadas por médico e que possuem alguma dificuldade para realizar atividades básicas da vida diária, tendem a apresentar maior prevalência de óbitos quando comparados aos mais saudáveis. Contudo, a auto-avaliação de saúde deixa de ser significativa quando variáveis econômicas, sociais e de estilo de vida são consideradas na análise

multivariada para os homens e não é estatisticamente importante em nenhum dos modelos estimados para as mulheres.

No que diz respeito aos fatores relacionados ao meio sócio-econômico, os resultados indicam que os idosos com condições econômicas e sociais favoráveis tendem a apresentar menores taxas de mortalidade do que os menos favoráveis. Todavia, os fatores econômicos parecem ter pouca associação com os riscos de mortalidade entre homens de 60 anos e mais (TAB. 8) e, entre as mulheres (TAB. 9), a variável educação é apenas marginalmente significativa quando características relacionadas ao estilo de vida não são consideradas no modelo. Por outro lado, a variável que representa o 'meio social' foi significativamente relacionada com a mortalidade dos idosos em estudo, especialmente no Modelo 2. Os resultados indicam que, a taxa de mortalidade dos que não participam de atividades comunitárias, com relação aos que participam, foi 55% e 82% maior para homens e mulheres, respectivamente.

Por fim, idosos do sexo masculino que não faziam uso de tabaco no momento da pesquisa e que praticavam atividade física regularmente apresentaram maior sobrevivência (TAB. 8). Para as mulheres com 60 anos e mais que não praticavam atividades físicas, a taxa de mortalidade foi duas vezes maior do que àquelas que praticavam (TAB. 9). Mais uma vez, conforme descrito na subseção 3.3.1, o fato de homens e mulheres que fazem uso de álcool terem apresentado menores taxas de mortalidade do que aqueles idosos que não consomem bebida alcoólica pode estar relacionado com o volume e a frequência consumida. Entretanto, essa variável só se manteve significativa para as mulheres ( $p = 0,07$ ). Como, entre a população feminina analisada que faz uso de álcool, pelo menos 95% consome bebida alcoólica dentro dos níveis considerados aceitáveis pelo CISA e que podem trazer algum benefício para a saúde, é aceitável que essas idosas apresentem menores riscos de morte do que aqueles que não ingerem. Pode-se acrescentar ainda que, entre o grupo de mulheres que não fazem uso de álcool, fazem parte também àquelas que, por algum motivo de saúde, incapacidade, fragilidade ou uso de medicamento, não ingerem mais bebida alcoólica e por apresentarem uma saúde mais frágil, essas mulheres podem estar

contribuindo para que o grupo que não faz uso de álcool tenha então um risco de mortalidade mais elevado (Fuller, 2011).

### 3.6 Discussão

Se, por um lado, estudos realizados em diferentes países com base na população com 60 anos e mais mostram que os divorciados/separados, de ambos os sexos, parecem ter maior mortalidade do que os outros grupos de não-casados, entre os idosos paulistanos do sexo masculino, destaca-se a prevalência elevada de óbitos entre os solteiros ou nunca casados (Hemstrom, 1996; Johnson *et al*, 2000; Ferraro & Nuriddin, 2006; Murphy *et al*, 2007; Manzoli *et al*, 2007). Resultado semelhante foi observado por Hu & Goldman (1990), para Portugal e Japão em estudo que teve como objetivo analisar a mortalidade relativa por estado marital em 16 países desenvolvidos no período de 1950 a 1980 e por Valkonen *et al* (2004), para a maioria dos países da Europa Ocidental e no Canadá nas décadas de 1980 e 1990. Mais recentemente, Gomes *et al* (2010), utilizando dados de Porto Rico para o período 2002-2007, evidenciaram também que, mesmo controlando por variáveis econômicas e de saúde, ser solteiro influencia a sobrevivência dos idosos porto-riquenhos (a chance dos idosos solteiros morrerem foi 2,5 vezes maior do que o risco de morte verificado para os casados porto-riquenhos).

Segundo Lillard & Panis (1996) e Goldman & Hu (1993), esse excesso de mortalidade entre os idosos solteiros analisados pode ser explicado tanto pela seletividade do casamento, quanto por um efeito protetor. Ou os idosos solteiros não se casaram porque tinham piores condições socioeconômicas e de saúde, aumentando assim o seu risco de morte, ou, o casamento pode ter proporcionado, ainda entre aqueles com saúde mais vulnerável, proteção e ganhos para a sua sobrevivência. Mesmo não sendo possível estabelecer a importância relativa dos fatores de seleção ou de proteção para explicar esse diferencial, o fato dos homens solteiros apresentarem maiores taxas de mortalidade do que os casados na amostra analisada sugere que esse diferencial pode ser explicado principalmente pela seletividade, uma vez que, no modelo completo, apenas as variáveis que representam condições de saúde e atributos

relacionados com a saúde (como tabagismo e prática de atividades físicas) se mantiveram significativas.

Por sua vez, a transição para fora do matrimônio, por meio da separação/divórcio ou viuvez, parece elevar a chance de morte das mulheres idosas analisadas. Resultado semelhante foi encontrado por Hemstrom (1996), utilizando dados da Suécia e por Martikainen & Valkonen (1996) em estudo realizado para a Finlândia. Hemstrom (1996) destaca que não é apenas a transição para outro estado marital que pode tornar a dissolução do casamento um evento estressante que gera efeitos negativos sobre a saúde, diminuindo assim a expectativa de vida de divorciadas/separadas e viúvas, mas também uma transição para um novo estilo de vida e as circunstâncias em que os indivíduos têm de se ajustar (tais como: redução de suporte social e perda material). O mesmo autor ressalta também que as pessoas às vezes são tratadas de forma diferente por amigos e familiares depois do divórcio/separação, um fenômeno que pode ter efeitos, a longo prazo, sobre a saúde e a sobrevivência.

Vale comentar que Brockman & Klein (2002), ao analisar o impacto de mudanças no estado marital sobre a mortalidade na Alemanha, mostraram que os efeitos negativos do divórcio/separação e da viuvez diminuem após algum tempo, especialmente após os seis primeiros meses. Resultados semelhantes para outros países desenvolvidos também são evidenciados em estudos realizados por Parkes, Benjamim & Fitzgerald (1969), Kaprio, Koskenvou & Rita (1987), Hemstrom (1996), Manor & Eisenbach (2003) e Stroebe (2009). No entanto, não foi possível explorar essa relação nesta tese devido à falta de informação mais detalhada sobre o tempo em que as idosas se encontravam divorciadas/separadas ou viúvas e também devido ao tamanho da amostra. Por exemplo, entre os óbitos de idosos viúvos no período 2000-2006, apenas 2 deles (de um total de 193) tinham perdido o seu companheiro(a) no ano de 2000.

Em suma, os resultados apresentados neste capítulo confirmam a importância de estar casado para a sobrevivência de homens e mulheres idosos residentes no município de São Paulo.

#### 4. MORTALIDADE ENTRE IDOSOS E ASPECTOS SOCIOECONÔMICOS: UMA ANÁLISE COM BASE NO INDICADOR EDUCAÇÃO

Nos países desenvolvidos, a queda da mortalidade, acompanhada por uma mudança no seu perfil epidemiológico, teve início no século XVIII e foi precedida por mudanças substanciais nas condições sociais e econômicas da população. Somente numa fase posterior à elevação do padrão de vida, a medicina teria contribuído em grande escala para a redução da mortalidade e, conseqüentemente, para o aumento da esperança de vida ao nascer da população (Omran, 1971; McKeown, Record & Turner, 1975; Prata, 1992; Kannisto *et al*, 1994; Camarano, Kanso & Mello, 2004).

Apesar desse declínio generalizado da mortalidade e da queda significativa da participação das doenças transmissíveis como principais causas de morte, as disparidades na saúde e na mortalidade persistiram entre os estratos sociais desses países desenvolvidos (Christenson & Johnson, 1995; Cardoso, 2006). Estudos realizados, principalmente a partir do século XIX, na Europa, nos Estados Unidos, Canadá, Austrália e Nova Zelândia mostram que os indivíduos de menor status socioeconômico experimentam maiores taxas de mortalidade do que os outros<sup>17</sup>. Estas desigualdades na mortalidade adulta afetam tanto homens como mulheres, tendem a diminuir com o avançar da idade e, para alguns países, existem evidências de que esses diferenciais estão aumentando ao longo do

---

<sup>17</sup> O foco desta tese é o *status socioeconômico* que está relacionado com a estratificação socioeconômica, ou seja, diz respeito à posição ou ordem relativa de um indivíduo numa hierarquia baseada em atributos sociais e econômicos, que se exprimem no acesso diferencial a oportunidades, vantagens e recursos fundamentais, que têm impacto na saúde e, conseqüentemente, na mortalidade. Por outro lado, quando se mencionar *classe social*, esta se refere a um grupo de indivíduos numa sociedade que possui o mesmo *status socioeconômico*, isto é, um grupo que partilha dos mesmos atributos sociais e econômicos (Davis *et al*, 1997, Blakely, 2001 e Cardoso, 2006).



tempo<sup>18</sup>. Segundo Adler *et al* (1994), a associação inversa observada entre aspectos socioeconômicos e mortalidade é válida para toda a distribuição do atributo socioeconômico, mesmo dentro das classes sociais mais elevadas, e é conhecida na literatura como gradiente social ou socioeconômico em mortalidade (Kunst, 1997; Adler & Ostrove, 1999; Blakely, 2001; Cardoso, 2006; Smith & Goldman, 2007; Turra & Goldman, 2007; Pérez & Turra, 2008).

No geral, a literatura destaca quatro possíveis explicações que podem ajudar a explicar o gradiente socioeconômico observado em mortalidade, entre diferentes nações (Macintyre, 1997; Schwarz, 2006). A primeira, conhecida como *hipótese de seleção*, defende que as pessoas não são menos saudáveis devido ao seu *status* socioeconômico mais baixo, mas elas têm uma posição de menor nível socioeconômico por causa de sua saúde precária, contribuindo assim, para o gradiente em mortalidade. Outra explicação, intitulada de *hipótese cultural e comportamental*, sugere que os comportamentos prejudiciais à saúde se distribuem diferencialmente entre todas as classes sociais. Pode-se ainda pensar que as classes sociais menos favorecidas estão expostas a condições prejudiciais à saúde, bem como a síndromes fisiológicas e psicológicas associadas à sua posição socioeconômica, afetando assim sua sobrevivência. Esta explicação é chamada de *hipótese material e estrutural*. Por fim, a quarta explicação, ou *teoria do artefato*, afirma que a magnitude dos gradientes observada depende do tipo de dados utilizados para analisar a associação entre posição socioeconômica e mortalidade. Por exemplo, o uso de dados agregados, ao invés de dados individuais, pode mostrar uma relação entre mortalidade e medidas socioeconômicas que não são reais ao nível do indivíduo (Gravelle, 1998; Messias, 2003).

---

<sup>18</sup> Ver por exemplo: Stockwell, 1963; Moser, Pugh & Goldblatt, 1988; Duleep, 1989; Feldman *et al*, 1989; Rogot, Sorlie & Johnson, 1992; Pappas *et al*, 1993; Adler *et al*, 1994; House *et al*, 1994; Kunst & Mackenback, 1994; Preston & Taubman, 1994; Christenson & Johnson, 1995; Preston & Elo, 1995; Sorlie, Backlund & Keller 1995; Elo & Preston, 1996; Westerling, Gullberg & Rosen, 1997; Davis *et al*, 1997; Kunst, 1997; Deaton & Paxson, 1998; Hummer, Rogers & Eberstein, 1998; Smith *et al*, 1998; Adler & Ostrove, 1999; Manor *et al*, 1999; Borrell *et al*, 1999; Blakely, 2001; Grundy & Holt, 2001; Kilander *et al*, 2001; Turrell & Mathers, 2001; Valkonen, 2001; Kunst *et al*, 2002; Bowling, 2004; Buckley *et al*, 2004; Cambois, 2004; Blakely & Fawcett, 2005; Crimmins, 2005; Hoffmann, 2005; Schwarz, 2006; Sullivan, 2009; Cutler *et al*, 2010; Guilley *et al*, 2010; Menvielle *et al*, 2010.

Os principais indicadores de estratificação social utilizados para analisar gradientes socioeconômicos em mortalidade são: educação, ocupação/posição no mercado de trabalho e renda (Preston & Taubman, 1994; Christenson & Johnson, 1995; Sorlie, Backlund & Keller, 1995; Kunst, 1997; Smith *et al*, 1998; Adler & Ostrove, 1999; Manor *et al*, 1999; Blakely, 2001; Grundy & Holt, 2001; Cardoso, 1996; Davis *et al*, 1997; Sullivan, 2009). Esses indicadores tradicionalmente utilizados procuram representar as várias dimensões da situação socioeconômica referentes às circunstâncias do passado e podem influenciar circunstâncias futuras ao serem associados com a mortalidade através de mecanismos complexos. Estes mecanismos incluem privação material, comportamentos relacionados à saúde e acesso e utilização de serviços médicos (Johnson, Sorlie & Backlund, 1999; Manor *et al*, 1999).

Outros indicadores socioeconômicos, como o acesso a automóvel e a posse da habitação, também têm sido associados com frequência com a mortalidade, especialmente quando subgrupos da população constituídos principalmente por mulheres casadas, idosos e indivíduos que não estão no mercado de trabalho fazem parte do estudo. No geral, esses indicadores são tratados como medidas representativas de riqueza acumulada e estão associados com as principais dimensões do status socioeconômico: educação, renda e/ou ocupação (Moser, Pugh & Goldblatt, 1988; Manor *et al*, 1999; Grundy & Holt, 2001).

Cabe ressaltar que, a escolha do indicador socioeconômico, muitas vezes, reflete o tipo de dados disponíveis para a localidade de análise. Nos Estados Unidos, por exemplo, as medidas baseadas em educação têm sido amplamente utilizadas, pois tal informação é o principal indicador socioeconômico contido em vários conjuntos de dados nacionais. Na Grã-Bretanha e Europa, o principal indicador da posição social disponível para investigar os diferenciais de mortalidade, em vários momentos do tempo, é a ocupação (Christenson & Johnson, 1995; Smith *et al*, 1998; Manor *et al*, 1999).

Por outro lado, essa escolha também dependerá de um referencial teórico e do objetivo do estudo (Grundy & Holt, 2001). Educação muitas vezes é preferida como o principal indicador do *status* socioeconômico porque o nível de escolaridade tende a fixar-se na idade adulta, está relacionada com outras

dimensões socioeconômicas (como renda e ocupação), pode influenciar comportamentos saudáveis e é uma informação facilmente disponível para todos os indivíduos, enquanto a renda e a ocupação podem mudar, ao longo da vida, em resposta às mudanças em saúde ou não contemplar subgrupos populacionais específicos (por exemplo, pessoas que nunca entraram no mercado de trabalho ou idosos que se encontram aposentados) (Preston & Taubman, 1994; Christenson & Johnson, 1995; Hummer, Rogers & Eberstein, 1998). Preston & Taubman (1994) e Huisman *et al*, (2005) destacam que, em virtude dessas vantagens, a educação é uma medida valiosa entre aqueles com 60 anos e mais, especialmente quando se pretende analisar a relação entre fatores econômicos e mortalidade. Liu, Hermalin & Chuang (1998) acrescentam ainda que o nível de escolaridade tem uma associação mais forte com morbidades e riscos de saúde, especialmente entre idosos, do que a ocupação ou a renda.

Davis *et al* (1997) salientam que nenhuma medida é abrangente o suficiente para retratar toda a imagem da posição socioeconômica e defendem o uso de vários indicadores simultaneamente nas análises sobre gradientes sociais em mortalidade. Adler & Ostrove (1999) acrescentam ainda que, quando mais de um indicador socioeconômico é utilizado nesses estudos, os resultados podem indicar qual a medida está mais fortemente correlacionada com os resultados referentes à mortalidade.

Por sua vez, Kunst (1997) defende que, embora o nível de ocupação, educação e renda, em conjunto, constituam o status socioeconômico de uma pessoa, esses três indicadores são suficientemente diferentes e podem ser estudados separadamente em relação à mortalidade, especialmente quando se está trabalhando com subgrupos da população. Segundo o autor, os indicadores são diferentes, por exemplo, no foco dado para políticas de saúde pública: enquanto as mudanças na estrutura ocupacional ocorrem fora da esfera de influência da política de saúde, os gestores podem abordar alguns aspectos da distribuição de renda, e, por meio de programas, eles podem tentar melhorar o nível educacional de camadas populacionais desfavorecidas. Ademais, cada indicador está relacionado a tipos distintos de recursos e recompensas. Nível educacional determina o acesso das pessoas à informação e novos conhecimentos, enquanto

a renda determina o acesso aos bens materiais escassos. A ocupação abrange esses dois aspectos e acrescenta-lhes os benefícios decorrentes do exercício de um trabalho específico, como privilégios, prestígio e poder (Johnson, Sorlie & Backlund, 1999).

Os estudos que têm como objetivo a relação entre mortalidade adulta e aspectos socioeconômicos são importantes porque podem fornecer informações sobre quais as estratégias políticas, econômicas, sociais e médicas devem ser adotadas para minimizar as desigualdades na saúde e as próprias desigualdades sociais (Evans & Stoddart, 1994; Kunst, 1997; Grundy & Holt, 2001; Cardoso, 2006; Pérez & Turra, 2008; Wilkison & Pickett, 2008). Preston & Taubman (1994) apontam ainda três razões para que estudos dessa natureza sejam realizados. A primeira delas é que trabalhos sobre desigualdades em mortalidade são importantes em si mesmos, já que as sociedades não estão preocupadas apenas com os níveis médios de bem-estar dos indivíduos, mas também em conhecer sua distribuição. O segundo motivo ratifica que esses estudos têm permitido descobrir indícios sobre a origem e causas de certas doenças – tais como câncer e doenças do aparelho circulatório. Por fim, a terceira razão salienta que, a partir de estimativas de diferenciais socioeconômicos em mortalidade, é possível identificar quais são os grupos de maior risco de mortalidade e definir programas de saúde mais eficientes.

Liu, Hermalin & Chuang (1998) e Bowling (2004) destacam que vários estudos estão sendo desenvolvidos em diferentes países com o objetivo de analisar as desigualdades socioeconômicas da mortalidade, mas poucos têm focado populações idosas. Os autores salientam que esse tipo análise traz contribuições significativas para a literatura sobre mortalidade e aspectos socioeconômicos e enfatiza a importância de se considerar os idosos nas políticas públicas de saúde, tendo em vista o crescente envelhecimento das populações no mundo, o aumento da esperança da vida e do incremento de óbitos com 60 anos e mais.

Neste sentido e considerando que a educação é apontada pela literatura como um dos determinantes socioeconômicos da mortalidade mais importante, principalmente entre a população com 60 anos e mais, este capítulo tem como objetivo estimar as taxas de mortalidade, segundo níveis de escolaridade e

analisar o efeito da educação sobre a mortalidade dos moradores no município de São Paulo com 60 anos e mais. Para essa análise, utilizou-se o modelo proposto por Liu, Hermalin & Chuang (1998) que avalia tanto a influência indireta da educação sobre a mortalidade mediada principalmente pelas condições de saúde, pelos comportamentos de risco e pelas relações sociais, como também o efeito residual/marginal da relação entre mortalidade e educação sobre a sobrevivência dos idosos.

Para atingir os objetivos propostos, apresenta-se, na seção 4.1, uma descrição geral do indicador educação, sua fundamentação teórica para ser associada com a mortalidade e os resultados de alguns dos principais estudos já realizados e que são relevantes para esta tese. Também nessa primeira seção, destacam-se alguns dos estudos já realizados no Brasil que tiveram como foco a relação entre mortalidade adulta e aspectos socioeconômicos. A seção 4.2 apresenta a estrutura metodológica adotada, enquanto a seção 4.3 traz uma descrição sucinta das variáveis analisadas segundo nível de escolaridade. Nas duas últimas seções são expostos, respectivamente, os resultados e uma breve discussão dos mesmos.

#### **4.1 A relação entre educação e mortalidade adulta / idosa**

##### **4.1.1 A educação como uma medida de status socioeconômico: vantagens, desvantagens e como ela pode influenciar a sobrevivência nas idades adultas e mais avançadas**

As medidas baseadas em educação têm sido amplamente utilizadas nos estudos sobre gradiente socioeconômico em mortalidade nos Estados Unidos, em alguns países da Europa Ocidental e nas comparações internacionais. As principais dimensões empregadas nessas análises são a quantidade de anos de estudo – na forma contínua ou em categorias previamente definidas – ou o nível de instrução – analfabetos, ensino fundamental, médio ou superior/pós-graduação (Preston & Taubman, 1994; Christenson & Johnson, 1995; Preston & Elo, 1995; Elo & Preston, 1996; Davis *et al*, 1997; Kunst, 1997; Smith *et al*, 1998; Blakely, 2001; Kunst *et al*, 2002; Cardoso, 2006).

Como marcador da condição socioeconômica, a educação tem a vantagem de ser normalmente fixada no início da vida e, portanto, o seu valor é menos influenciado por problemas de saúde que se desenvolvem na idade adulta. Esses problemas podem levar a alta mortalidade e afetar a renda e a ocupação do indivíduo. Fácil de ser coletada e categorizada, outra vantagem é que esse indicador está disponível para todas as pessoas, ao passo que nem todos têm uma ocupação ou uma renda, tornando-se difícil a sua classificação no conjunto de dados que estiver sendo analisado (Feldman *et al*, 1989; Christenson & Johnson, 1995; Preston & Elo, 1995; Elo & Preston, 1996; Blakely, 2001; Grundy & Holt, 2001; Lauderdale, 2001; Lleras-Muney, 2001; Huisman *et al*, 2005; Cardoso, 2006; Pérez & Turra, 2008; Pérez, 2010).

Outro grande benefício das medidas de educação, em relação aos outros indicadores socioeconômicos, é que é a única variável que permanece constante no tempo, mesmo na vida adulta e, especialmente, nas idades mais avançadas (Liberatos, Link & Kelsey, 1988; Preston & Taubman, 1994; Feldman *et al*, 1989; Elo & Preston, 1996; Davis *et al*, 1997; Smith *et al*, 1998; Feedman & Martin, 1999; Lauderdale, 2001; Cardoso, 2006). Além disso, a educação é uma característica individual da posição socioeconômica. Indicadores baseados em medidas agregadas, como renda familiar, apresentam dificuldades para estudos comparativos internacionais por causa das diferenças entre os países na composição e na definição das famílias (Preston & Taubman, 1994; Buckley *et al*, 2004; Huisman *et al*, 2005).

Em virtude dessas vantagens, Preston & Taubman (1994) e Huisman *et al*, (2005) destacam que a educação é uma medida valiosa para estudos que têm como foco a população idosa, especialmente quando se pretende analisar a relação entre fatores econômicos e mortalidade. Feldman *et al* (1989), Elo & Preston (1996), Grundy & Holt (2001), Lleras-Muney (2001) e Bowling (2004) argumentam ainda que as medidas de educação, de maneira indireta, podem determinar fortemente tanto a ocupação quanto a renda individual, variáveis que definem a quantidade de bens e serviços de saúde que podem ser adquiridos. No entanto, a ocupação e a renda são mais suscetíveis de serem influenciadas por problemas de saúde e, assim, a direção da causalidade é mais clara para os diferenciais educacionais na

mortalidade do que para outras dimensões socioeconômicas a nível individual, sobretudo para a população idosa.

A educação, como medida do status socioeconômico em estudos sobre gradientes em mortalidade, também apresenta desvantagens. A medida de escolaridade escolhida, por exemplo, pode ser influenciada pela distribuição etária da população alvo, devido a um efeito de coorte na escolaridade. Com a universalização da educação e com o crescimento do ensino superior nas sociedades contemporâneas, o segmento adulto mais jovem da população tende a ter uma maior proporção de indivíduos com mais anos de estudo do que o segmento mais idoso. Assim, uma amostra populacional de uma geração mais envelhecida apresentará um nível educacional menor do que uma mais jovem e isto representa uma desvantagem para as pesquisas que tem como objetivo comparar as desigualdades socioeconômicas em saúde e mortalidade entre diferentes grupos etários, com base em medidas de educação (Liberatos, Link & Kelsey, 1988; Preston & Taubman, 1994; Davis *et al*, 1997; Blakely, 2001; Grundy & Holt, 2001; Cardoso, 2006; Schwarz, 2006).

Ao mesmo tempo, Cardoso (2006) destaca, como mais uma desvantagem, que os indicadores de educação não incorporam as mudanças ocorridas ao longo da vida no status ocupacional e na renda e, por isso, níveis elevados de instrução não conduzem necessariamente a uma remuneração elevada ou a uma posição profissional de prestígio. Por fim, comparações internacionais dos gradientes socioeconômicos em mortalidade, segundo nível de escolaridade, podem ser prejudicadas devido à especificidade cultural de padrões educacionais (Davis *et al*, 1997).

Como a educação é vista pela literatura como um determinante importante para a sobrevivência (Blakely, 2001; Schwarz, 2006), diferentes explicações tem sido apresentadas para esclarecer a sua ligação com a mortalidade. A primeira delas argumenta que a educação de uma pessoa está fortemente relacionada com a dos pais e com as condições socioeconômicas na infância e no início da idade adulta, podendo assim afetar a sobrevivência no curso da vida (Lynch *et al*, 1994; Adler & Ostrove, 1999; Blakely, 2001; Cambois, 2004; Schwarz, 2006). Mare (1986) coloca que aqueles indivíduos que nasceram sob condições

socioeconômicas favoráveis – especialmente, com pai/mãe com alta escolaridade e de *status* ocupacional elevado – tendem a reter essas vantagens ao longo da vida e são mais suscetíveis para adquirir maiores níveis de escolaridade, maior acesso a serviços de saúde e comportamentos mais saudáveis, reduzindo assim o seu risco de morte quando adultos.

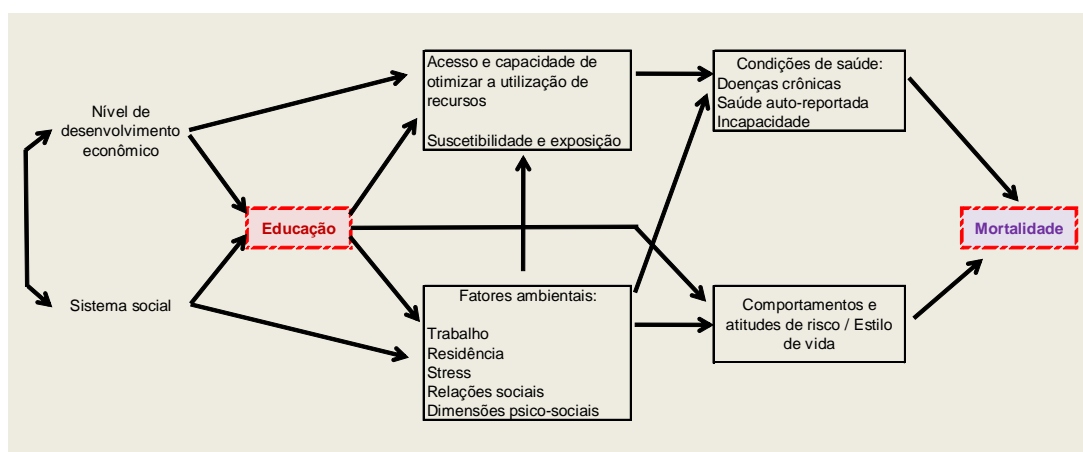
Outra explicação expõe que a educação pode ser pensada como uma medida de "capital saúde". Assim, as diferenças de mortalidade, segundo o nível de educação, podem ser atribuídas aos efeitos indiretos desse indicador, incluindo a aquisição de conhecimentos sobre comportamentos prejudiciais à saúde, que influenciam o estilo de vida e as redes sociais; o uso desses conhecimentos, de uma forma mais ou menos eficaz, de modo a confrontar e a tolerar situações sociais e econômicas potencialmente tensas ou estressantes que têm efeitos sobre a saúde; a capacidade de otimizar a utilização dos serviços de saúde e de investir em capital humano e a promoção dos atributos psicológicos de auto-estima elevada e auto-eficácia. Essa hipótese postula, de uma maneira geral, que as pessoas mais escolarizadas são mais capazes de incorporar novos comportamentos de saúde em suas vidas e de compreender as consequências para o risco de morte de uma dieta inadequada, de hábitos de tabagismo e alcoolismo, da importância da vacinação ou de outras medidas preventivas, e de monitorar a saúde individual ou familiar. Além disso, a escolaridade é útil quando uma pessoa necessita de informações e de ajuda emocional (Liberatos, Link & Kelsey, 1988; Adler *et al*, 1994; Preston & Taubman, 1994; Christenson & Johnson, 1995; Kunst, 1997; Adler & Ostrove, 1999; Blakely, 2001; Lleras-Muney, 2001; Hoffmann, 2005; Cardoso, 2006; Sullivan, 2009; Guilley *et al*, 2010).

Neste contexto, Liu, Hermalin & Chuang (1998) destacam que as diferentes explicações que têm sido apresentadas para esclarecer a ligação entre educação e mortalidade envolvem um conjunto complexo de fatores e conceitos que se interrelacionam. Com base nos resultados de estudos já realizados, os autores tentam resumir essa relação em um modelo estrutural (FIG. 5). Segundo esse modelo, a associação entre educação e mortalidade pode ser representada da seguinte maneira: a educação afeta a mortalidade, principalmente por intermédio de uma variedade de dimensões sociais, comportamentais e biológicas, incluindo:



o acesso e a capacidade de otimizar o uso de recursos e serviços de saúde; fatores ambientais; comportamentos relacionados à saúde; e, condições de saúde. A operacionalização desse modelo permite não só estudar o efeito global da educação sobre a mortalidade, como também analisar a influência de fatores intermediários nessa relação. No entanto, os autores colocam que a falta de informações adequadas prejudicam a realização desse tipo de análise e ratificam que, sempre que possível, sejam considerados nos modelos esses fatores intervenientes.

**FIGURA 5 – Como a educação e a mortalidade podem se relacionar.**



Fonte: Reproduzido de Liu, Hermalin & Chuang (1998).

#### 4.1.2 Resultados de alguns dos principais estudos já realizados nos países desenvolvidos

A relação entre educação e mortalidade adulta se fortaleceu substancialmente na segunda metade do século XX (Blakely, 2001; Cutler *et al*, 2010). Nos Estados Unidos, um dos estudos pioneiros foi realizado por Kitagawa & Hauser em 1973, com base no pareamento de dados censitários e de registros de óbitos de 1960. Esse estudo teve como objetivo analisar taxas de mortalidade, por sexo, raça e grupos etários, segundo renda e educação. Metodologicamente, o trabalho ajudou a estabelecer níveis de escolaridade como principal medida de investigação sobre as diferenças socioeconômicas em mortalidade. Entre os resultados, observou-se que a mortalidade foi 64% mais elevada entre os homens com 25-64 anos de idade que tinham 0-4 anos de escolaridade, quando comparados com aqueles

com 5 anos ou mais de estudo. Entre as mulheres, essa diferença foi de 105%. Apesar de o gradiente diminuir com o avançar da idade, tanto para homens quanto para mulheres, a diferença mais marcante foi a forte associação inversa entre a mortalidade e nível de escolaridade para mulheres brancas idosas. Os autores relataram ainda que, entre aqueles com 65 anos ou mais, as diferenças na mortalidade segundo educação foram praticamente inexistentes entre os homens brancos mais velhos e entre os não-brancos de ambos os sexos (Duleep, 1989; Elo & Preston, 1996; Christenson & Johnson, 1995; Blakely, 2001; Sullivan, 2009). Resultados semelhantes para os homens foram observados por Duleep (1989), utilizando dados da Previdência Social americana de 1973-1978.

No entanto, estudos posteriores sugerem que alguns dos padrões observados por Kitagawa & Hauser (citado por Christenson & Johnson, 1995) podem ter sido alterados nas décadas recentes. Os trabalhos realizados por Feldman *et al* (1989) e Pappas *et al* (1993), utilizando dados censitários e de estatísticas vitais pareados, mostram que, apesar da queda dos níveis gerais de mortalidade, do crescimento econômico e de melhorias na medicina, o diferencial de mortalidade por educação aumentou entre 1960 e 1986 nos Estados Unidos e é mais acentuado para homens do que para as mulheres (Feldman *et al*, 1989; Pappas *et al*, 1993; Preston & Taubman, 1994; Christenson & Johnson, 1995; Preston & Elo, 1995; Hoffmann, 2005). Para o sexo masculino, Feldman *et al* (1989) relataram que, entre aqueles com 55 a 64 anos de idade, o diferencial de mortalidade entre os menos e os mais escolarizados passou de 17%, em 1960, para 50%, em 1971-1984. Poucas mudanças, ao longo do mesmo período e para o mesmo grupo etário, foram observadas para a população feminina. Entre os idosos, os autores destacam que as taxas de mortalidade para os homens, com idades entre 65 e 74 anos e com 0-7 anos de estudo, aumentaram ao longo do tempo. Para as mulheres de 75 a 84 anos, os resultados não são muito claros e os declínios são desproporcionais ao longo do tempo.

Apresentando conclusões semelhantes, Pappas *et al* (1993) destacam ainda alguns resultados por raça. Os autores relataram um maior diferencial da mortalidade, segundo educação, para os homens brancos do que para mulheres brancas. Segundo dados de 1986, a taxa de mortalidade ajustada por idade para

os homens brancos com até 11 anos de estudo foi 2,5 vezes maior que para os homens com curso superior completo. A diferença entre as mulheres foi de 86%. Para a população negra, de ambos os sexos, o mesmo diferencial variou entre 120 e 180%.

Trabalhos utilizando base de dados longitudinais para toda a população americana, como os de Preston & Elo (1995), Sorlie, Backlund & Keller (1995), Elo & Preston (1996) e Cutler *et al* (2010), ou para níveis geográficos mais detalhados, como o de Christenson & Johnson (1995) que tem como foco o Estado de Michigan, mostram também, utilizando metodologias e variáveis de controle diferenciadas, uma relação inversa e estatisticamente significativa entre a educação e o risco de morte, durante a década de 1980 e início dos anos 1990. Além disso, esses estudos ressaltam, conforme outros similares, que as desigualdades foram maiores para homens do que para as mulheres com idades entre 25 e 64 anos e menos acentuadas para a população idosa.

A queda das desigualdades na mortalidade adulta com o avançar da idade, segundo Kunst & Mackenbach (1994), Elo & Preston (1996), Manor *et al* (1999), Hoffman (2005) e Guilley *et al* (2010), pode ser explicada pela hipótese de seletividade da mortalidade<sup>19</sup>. Segundo esta justificativa, entre as pessoas de menor *status* socioeconômico, aquelas com saúde mais vulnerável morrem em idades mais jovens, sem poder chegar às idades avançadas. Já aquelas pessoas pertencentes a *status* econômicos mais altos vivem mais anos, mas com pior saúde, o que leva a uma redução nos diferenciais de mortalidade em idades avançadas. De acordo com a literatura, é possível também que os diferenciais de renda e de acesso a seguros de saúde, como o *Medicare* nos Estados Unidos, diminuam com o avançar da idade em virtude da existência de programas de proteção social dirigidos aos idosos. Além disso, os avanços na medicina e mudanças comportamentais e de estilo de vida entre as pessoas menos

---

<sup>19</sup> Autores como Ross & Wu (1996) e Lauderdale (2001), contrariamente, ressaltam que as desigualdades na saúde e, conseqüentemente, na mortalidade, podem aumentar com a idade. Esta hipótese, conhecida como teoria da vantagem acumulativa, argumenta que a educação, o tipo de ocupação ou a renda influencia o acúmulo de recursos (econômicos, sociais, psicológicos ou comportamentais) durante o ciclo de vida, gerando maiores disparidades na saúde e na sobrevivência, por *status* socioeconômico, entre os idosos do que entre adultos jovens. No entanto, os resultados gerais de estudos já realizados, contradizem esta hipótese.

escolarizadas podem também contribuir para a convergência da mortalidade nas idades mais avançadas (Liu, Hermalin & Chuang, 1998).

Pesquisas realizadas com base em dados de países europeus apresentaram padrões semelhantes aos da população americana. Kunst & Mackenbach (1994), em estudo que teve como objetivo analisar o diferencial de mortalidade por meio de regressão de Poisson, segundo nível educacional, para homens de 35 a 64 anos, observaram que a chance de morte entre os menos e os mais escolarizados diminuiu com o aumento da idade na Holanda, Dinamarca, Noruega, Suécia, Inglaterra/País de Gales, França, Itália e Finlândia. Os autores destacam que, no grupo etário de 35 a 44 anos, as maiores disparidades na mortalidade, por educação, foram observadas para a França, Itália, Finlândia, Suécia e Dinamarca, respectivamente. Os indivíduos com idades entre 45 e 54 anos possuem desigualdade em mortalidade mais elevada na França, Finlândia e Inglaterra/País de Gales. Para os indivíduos com 55 anos ou mais, o gradiente menos acentuado foi encontrado para a Suécia. Neste país, as taxas de mortalidade estimadas para a população com menor escolaridade foram apenas 36% superiores às taxas estimadas para a população com maior escolaridade. Para outros países, como Finlândia e França, esse mesmo percentual foi de 79 e 128%, respectivamente.

Também utilizando regressão de Poisson, Huisman *et al* (2004) descreve os diferenciais de mortalidade, por educação, em 11 países ou regiões da Europa – Finlândia, Noruega, Dinamarca, Inglaterra e País de Gales, Bélgica, França, Áustria, Suíça, Barcelona, Madrid e Turim – utilizando dados da década de 1990, para a população masculina e feminina com idades entre 30 e 90 anos e mais. Os achados corroboram com os resultados apresentados por Kunst & Mackenbach (1994). Os autores acrescentam que o gradiente educacional em mortalidade, para homens e mulheres com idades entre 65 e 90 anos e mais, persiste em todos os países ou regiões analisados, embora com menor intensidade. No entanto, para idosos do sexo feminino com idades entre 80 e 89 anos residentes na Bélgica, Suíça e na cidade de Turim, o diferencial de mortalidade entre os menos e os mais escolarizados foi bem próximo ao daqueles observados para a meia-idade (50 a 59 anos). Nessas três localidades, as taxas de mortalidade

estimadas para a população entre 50 e 59 anos e com menor escolaridade foram 24%, 29% e 14% superiores às taxas estimadas para a mesma população com maior escolaridade. Entre os mais idosos (80 a 89 anos) os valores foram: 26%, 33% e 12%, respectivamente.

Kunst *et al* (2002), em estudo similar ao desenvolvido por Kunst & Mackenbach (1994), observaram que homens e mulheres com menor escolaridade e residentes na Finlândia, Noruega e na cidade de Turim (Itália), apresentaram expectativa de vida menores quando comparados aos mais instruídos. Os autores mostram também que, entre os períodos 1980-1984 e 1990-94, assim como observado nos Estados Unidos, os diferenciais de mortalidade entre a população menos e mais escolarizada aumentou ao longo do tempo e essas modificações ocorreram de maneira diferenciada por sexo e grupos de idade. Na Noruega, por exemplo, a população masculina de 45 a 59 anos, entre 1980-1984 e 1990-1994, experimentou um aumento de 61% nos seus diferenciais de mortalidade, segundo educação. Entre as mulheres, para o mesmo período e grupo etário, o incremento foi de 38%, e de aproximadamente 100% para aquelas com idade inferior a 45 anos. Padrões parecidos foram vislumbrados para a população francesa por Cambois (2004) e Menvielle *et al* (2010); para o Canadá, em estudo realizado por Buckley *et al* (2004); por Blakely (2001), para a Nova Zelândia; por Van Rossum *et al* (2000) para a Holanda; e por Borrell *et al* (1999), para a população que habita as cidades de Madrid e Barcelona, na Espanha.

#### **4.1.3 A relação entre educação e mortalidade nos países em desenvolvimento: uma breve revisão dos estudos realizados no Brasil**

Embora a relação entre mortalidade adulta e status socioeconômico esteja bem estabelecida nos países desenvolvidos, ainda são poucos os trabalhos realizados para os países em desenvolvimento com esse objetivo (Liu, Hermalin & Chuang, 1998; Smith & Goldman, 2007; Pérez & Turra, 2008; Rosero-Bixby & Dow, 2009).

Liu, Hermalin & Chuang (1998), por exemplo, utilizando dados de um estudo longitudinal realizado em Taiwan no período de 1989-1993, analisaram o impacto da educação sobre a mortalidade de idosos desse país. Entre os resultados, os

autores destacam que 83% do efeito total do nível de escolaridade sobre a mortalidade de idosos taiwaneses é devido a fatores indiretos representados principalmente pelas condições de saúde (saúde auto-reportada e presença de incapacidade). O modelo ajustado por variáveis demográficas como idade, sexo, raça/cor e estado marital, mostra que existe um gradiente de educação sobre a mortalidade entre idosos residentes em Taiwan. Todavia, quando variáveis de saúde, de comportamento de risco e relações sociais são consideradas também no modelo, os diferenciais de mortalidade, por educação, deixam de ser significativos. Ao comparar esses dois resultados, os autores concluem que, embora a educação tenha uma influência considerável sobre a mortalidade da população com 60 anos e mais que vive em Taiwan, tais efeitos operam, principalmente devido ao impacto da educação sobre o estado de saúde do indivíduo, os comportamentos de risco e as relações sociais, que, por sua vez, influenciam a mortalidade.

Alguns outros estudos têm sido realizados para a Costa Rica. Rosero-Bixby (1996), por exemplo, expõe, utilizando dados de 1973 e 1984, que a mortalidade por doenças cardiovasculares, entre a população com idades de 20 a 79 anos, tende a ser maior nos municípios costarriquenhos mais desenvolvidos. Em outro estudo, Rosero-Bixby, Dow & Laclé (2005), acompanharam 900 costarriquenhos com 60 anos e mais, entre 1984 e 2001, e verificaram que, embora os indivíduos que completaram o ensino fundamental tenham apresentado uma curva de sobrevivência mais elevada do que aqueles que não possuem ensino fundamental completo, o efeito foi marginalmente significativo ( $p = 0,06$ ). Rosero-Bixby & Dow (2009), utilizando os dados do estudo longitudinal sobre Longevidade e Envelhecimento Saudável na Costa Rica (CRELES) realizado em 2000 e 2006, observaram que, entre os idosos, os níveis de mortalidade são mais elevados para aqueles com alta escolaridade e riqueza, apresentando assim gradiente socioeconômico em mortalidade contrário às expectativas. Por outro lado, Mostafa & Ginneken (2000) e Hurt, Ronsmans & Saha (2004) mostram que em Bangladesh, nas décadas de 1980 e 1990, mesmo entre os idosos, a mortalidade é mais elevada entre aqueles com menor instrução. Resultados semelhantes são apresentados por Turra & Goldman (2007), para os imigrantes hispânicos que residiam nos Estados Unidos no período 1989-1994.

Particularmente, no caso brasileiro, embora haja uma literatura notável sobre as disparidades socioeconômicas na mortalidade infantil, assim como em outros países em desenvolvimento, ainda são escassos os estudos para a mortalidade adulta (Pérez & Turra, 2008; Pérez, 2010). Em parte, isso se deve à falta de dados confiáveis, especialmente ao nível do indivíduo, para a estimativa de resultados mais robustos (Messias, 2003; Pérez & Turra, 2008; Pérez, 2010).

Segundo Pérez & Turra (2008), diferentemente dos países desenvolvidos, ainda não se dispõe no Brasil de estudos longitudinais pareados com o registro civil e as principais fontes de dados (estatísticas vitais e censos demográficos) ainda padecem de problemas como a ausência sistemática de informações socioeconômicas e inconsistências na declaração dessas variáveis. Entre 1988 e 2008, por exemplo, os dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde (MS), mostram que, em média, 35% dos óbitos ocorridos nesse período não apresentaram informação sobre escolaridade, e, é bem possível que, esses *missing* não sejam uniformemente distribuídos entre a população.

Mesmo com os dados apresentando problemas, alguns estudos sobre diferenciais de mortalidade adulta, segundo aspectos socioeconômicos, já foram realizados no Brasil com base em informações agregadas, estudos observacionais longitudinais ou técnicas indiretas.

No geral, os trabalhos que utilizaram indicadores econômicos agregados (Cerqueira & Paes, 1998; Da Silva, Paim & Costa, 1999; Drumond Jr. & Barros, 1999; Szwarcwald et al, 1999; Duarte et al, 2002; Messias, 2003; Barros, Foguel & Ulysea, 2006; Ishitani *et al*, 2006; CNDSS, 2008) mostram que as localidades brasileiras que possuem melhores condições socioeconômicas (como, por exemplo, menores taxas de analfabetismo, maior PIB per capita, menor desigualdade de renda e/ou maior taxa de urbanização) apresentam expectativas de vida ao nascer mais elevadas e maior longevidade para a população adulta. Neste sentido, um dos trabalhos pioneiros foi realizado por Wood & Carvalho (1994) com base em estimativas indiretas de mortalidade para o período de 1950 a 1980. Os autores destacam que uma parte significativa dos diferenciais de mortalidade, entre as regiões brasileiras, pode ser explicada pelas variações na

distribuição de renda e mostram que, nas áreas urbanas, as famílias com status socioeconômico mais elevado é que apresentavam maior esperança de vida ao nascer. Por sua vez, as famílias de baixa renda que viviam em áreas rurais possuíam uma expectativa de vida ao nascer mais elevada do que aquelas que habitavam áreas urbanas, fato este que pode ser explicado, segundo os autores, pelo acesso das populações pobres rurais a uma produção doméstica maior que as populações pobres das cidades.

Para a década de 1990, Messias (2003) verificou que, entre os estados brasileiros, a associação entre desigualdade de renda (medida por meio do Índice de Gini) ou taxa de analfabetismo e esperança de vida ao nascer é significativa e negativa, ou seja, quanto maior for a desigualdade de renda ou a taxa de analfabetismo de uma UF, menor será o tempo médio vivido por sua população. No entanto, quando essas medidas socioeconômicas foram consideradas em um mesmo modelo, apenas a taxa de analfabetismo foi significativa e o autor sugere que a educação pode ser o indicador mais apropriado para analisar diferenciais de mortalidade, segundo aspectos socioeconômicos.

Considerando níveis geográficos mais detalhados, Drumond Jr & Barros (1999), em estudo que teve como objetivo analisar as desigualdades sociais na mortalidade do adulto residente no município de São Paulo em 1990-1992, observaram que as áreas com melhores condições socioeconômicas possuem menor probabilidade de morte entre 15 e 64 anos do que as áreas menos favorecidas. Resultados semelhantes foram observados por Barros & Ramos (2006), em trabalho que teve como foco a população com 60 anos e mais residente em mesorregiões do Rio Grande do Sul.

Sabe-se que as associações verificadas a nível agregado, entre as variáveis, não necessariamente são as mesmas ao nível do indivíduo e a maioria dos estudos que têm como foco o diferencial de mortalidade adulta, por status socioeconômico no Brasil, utilizam dados agregados por não possuir dados de boa qualidade para avaliação individual (Borrel & Arias, 1995; Borrel *et al*, 1999; Messias, 2003; Pérez & Turra, 2008). Mesmo assim, alguns trabalhos tentaram analisar os diferenciais de mortalidade adulta com base em dados individuais, realizando pesquisas específicas ou fazendo uso de técnicas indiretas. Entre eles, está o trabalho de



Cordeiro & Silva (2001). Por meio de um estudo observacional longitudinal, os autores estimaram os riscos de morte e as curvas de sobrevivência, segundo ocupação, para a população residente em Botucatu/São Paulo, entre 1º de janeiro de 1997 e 31 de março de 1998. Em conformidade com o que já foi exposto pela literatura internacional, o modelo de Cox ajustado nesse estudo evidenciou que o risco de morte é significativamente maior para grupos ocupacionais menos especializados e que exigem menores níveis de escolaridade. Ao mesmo tempo, as curvas de sobrevivência mostram que entre trabalhadores intelectuais e braçais, a diferença no tempo médio vivido é de aproximadamente 12 anos.

Outro trabalho que tem como foco o diferencial de mortalidade por *status* socioeconômico, utilizando dados individuais, foi desenvolvido por Pérez & Turra (2008). Neste estudo, os autores combinam informações sobre sobrevivência e educação das mães, coletadas pela Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 1996, para avaliar em que medida os níveis de mortalidade adulta feminina variam por nível de educação no Brasil. As taxas de mortalidade foram estimadas com base em modelos de Poisson. Pérez & Turra (2008) destacam que os resultados são consistentes com a literatura internacional ao demonstrar que existe um diferencial de mortalidade substantivo por nível de escolaridade e que as disparidades diminuem com o avançar da idade, sugerindo que existem efeitos de seleção e/ou proteção entre os idosos brasileiros. Em suma, para aquelas mulheres sem escolaridade, com idades entre 20 e 29 anos, o risco de morte é 7 vezes maior do que das mulheres, no mesmo grupo etário, com 9 anos ou mais de estudo. Para as mulheres de 40 a 49 anos, esse diferencial cai em 50% e é de apenas 1,7 entre as idosas (60 a 69 anos). No conjunto da população, as mulheres sem escolaridade apresentaram taxas de mortalidade 2,7 vezes maiores do que as taxas das mulheres com 9 anos ou mais de estudo. Resultados semelhantes foram apresentados por Pérez (2010), utilizando informações da Pesquisa de Padrões de Vida (PPV) realizada em 1996. Também com base em modelos de Poisson, a autora verificou que mulheres sem escolaridade apresentam taxas de mortalidade 1,4 vezes maiores do que aquelas de mulheres com 1 a 8 anos de estudo e 2,2 vezes maiores do que as taxas das mulheres com 9 anos de estudo ou mais.

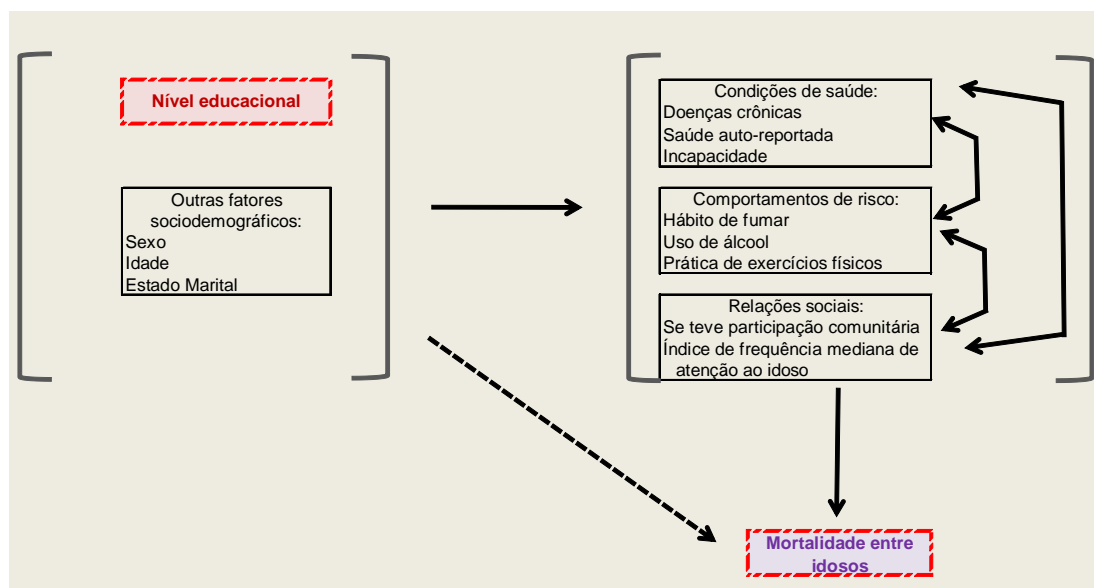
No geral, independente do tipo de dado utilizado, todos os trabalhos realizados para o Brasil ratificam a importância em se analisar os níveis de mortalidade adulta por *status* socioeconômico, especialmente para se compreender melhor as consequências da desigualdade social e econômica no país.

## 4.2 Aspectos metodológicos

### 4.2.1 Modelo conceitual adotado

O modelo conceitual utilizado nesta tese para avaliar a associação entre educação e mortalidade de idosos residentes no município de São Paulo é apresentado na FIG. 6. Tendo em vista que a relação que está sendo analisada pode ser descrita em função de diferentes fatores intervenientes relacionados com o meio social, comportamental e biológico do indivíduo, o modelo especificado na FIG. 6 tenta retratar o quadro estrutural (FIG. 5) apresentado por Liu, Hermalin & Chuang (1998).

**FIGURA 6 – Modelo causal utilizado para analisar a relação entre mortalidade e educação com base nas informações sobre a população idosa residente no município de São Paulo, 2000-2006**



Fonte: Elaboração própria com base no modelo causal apresentado por Liu, Hermalin & Chuang (1998).

Basicamente, o modelo conceitual adotado e utilizado em trabalho desenvolvido por Liu, Hermalin & Chuang (1998) é composto por dois blocos de variáveis:

- Bloco 1: constituído pelas variáveis educação, sexo, idade e estado marital. Nesse bloco, as informações sobre sexo, idade e estado marital são tratadas como variáveis cujo impacto sobre a mortalidade não é influenciado pelo nível de escolaridade dos indivíduos. Idade está relacionada positivamente com a mortalidade e se espera que as mulheres tenham maior sobrevivência que os homens (Case & Paxson, 2004; Siviero, 2009). Adicionalmente, acredita-se que os idosos casados tenham mortalidade esperada menor do que os não casados (Manor *et al*, 2000; Gomes *et al*, 2010);
- Bloco 2: neste bloco, as condições de saúde, os comportamentos de risco e as relações sociais representam fatores intermediários que, presumidamente, podem influenciar o impacto da educação sobre a mortalidade de pessoas idosas. As pessoas mais escolarizadas, por exemplo, são mais capazes de incorporar, no seu cotidiano, comportamentos saudáveis que influenciam o estilo de vida e as suas redes sociais. Além disso, os indivíduos com maior nível de escolaridade são mais aptos para compreender as consequências, para a sobrevivência, de hábitos como o tabagismo e o uso de álcool e também para monitorar a saúde individual ou de familiares e amigos (Preston & Taubman, 1994; Guilley *et al*, 2010);

Como pode ser observado na FIG. 6, a influência da educação sobre a mortalidade é principalmente indireta, mediada pelas condições de saúde, pelos comportamentos de risco e pelas relações sociais. Também é provável que outros fatores intervenientes não considerados e descritos na FIG. 5 (tais como, acesso a recursos, tipo de trabalho e stress) podem, por meio da educação, contribuir para o risco de mortalidade dos idosos. Por esta razão, manteve-se no modelo o impacto residual da educação sobre a mortalidade, que é ilustrada pela linha pontilhada.

Liu, Hermalin & Chuang (1998) advertem que é possível que educação pode não ser completamente uma variável não relacionada com as condições de saúde, uma vez que, o nível de escolaridade de um indivíduo pode estar associado com

as condições socioeconômicas e de saúde na infância. Por exemplo, aquelas pessoas que nasceram sob condições socioeconômicas favoráveis e que tinham pai/mãe com alta escolaridade são menos vulneráveis a doenças quando crianças e tendem a reter essas vantagens ao longo da vida, sendo mais suscetíveis para adquirir maiores níveis de escolaridade, melhores condições de saúde e estilo de vida mais saudável, reduzindo assim o seu risco de morte quando adultos (Mare, 1986; Lynch *et al*, 1994). Nesse modelo, porém, assumi-se que essa associação é mínima entre a população idosa e que, possivelmente, os mais fracos morreram antes (seletividade), não influenciando assim as análises propostas.

Por fim, vale ressaltar que, em virtude das vantagens apresentadas na subseção 4.1.1, o indicador educação foi escolhido para estudar a relação entre *status* socioeconômico e mortalidade dos idosos residentes no município de São Paulo. Além disso, análises preliminares mostraram que os idosos com maior escolaridade tendem a apresentar maior renda e a ter ocupado posições no mercado de trabalho de maior prestígio. Assim sendo, os efeitos da educação sobre a mortalidade da população aqui analisada estão incorporando, de alguma forma, possíveis influências advindas da ocupação e da renda.

#### **4.2.2 Variáveis selecionadas**

As variáveis que compõem o modelo conceitual adotado (FIG. 6) são provenientes da base de dados do Estudo SABE 2000-2006 e a seleção teve como base o modelo estrutural apresentado na FIG. 5 e as informações comumente utilizadas pela literatura internacional dentro dessa temática.

Entre as variáveis demográficas consideradas nos modelos (QUAD. 7), o *nível de escolaridade* foi medido segundo a quantidade de anos de estudo. Para a análise descritiva e para o cálculo das taxas de mortalidade, essa variável foi categorizada em três grupos: 'nenhum', '1 a 7 anos', e '8 anos ou mais'. Por outro lado, nas análises multivariadas que tem como foco avaliar o efeito da educação sobre a mortalidade, o nível de escolaridade foi tratado como uma variável contínua. A variável *sexo* é dicotômica e a categoria de referência é representada pelos homens. A variável *idade* foi dividida em três grupos: '60 a 69 anos ou

sexagenários’ (referência); ‘70 a 79 anos ou septuagenários’; e ‘80 anos e mais’. Por fim, a variável *estado marital* foi subdividida em ‘casado’ (referência), ‘divorciado/separado’, ‘viúvo’ e ‘solteiro’.

**QUADRO 7 – Variáveis explicativas que representam características demográficas da população idosa**

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Nível de escolaridade</i>	Número de anos de estudo (A5a, A5b, A6)	Contínua (multivariada) e Nenhum } 1 a 7 anos } (taxas) 8 anos e mais }
<i>Sexo</i>	Sexo do entrevistado (C18)	Homem Mulher
<i>Grupos de idade</i>	Ano de nascimento (A1a) Ano do óbito (dtobito) Ano da primeira entrevista (entrev_ANO1) Ano da segunda entrevista (entrev_ANO2)	60 a 69 anos (sexagenários) 70 a 79 anos (septuagenários) 80 anos e mais
<i>Estado Marital</i>	Situação conjugal (A13a, A15, A16)	Casado Divorciado/Separado Viúvo Solteiro

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

Os *aspectos sociais* são frequentemente representados pelas redes sociais e pelo suporte social. As redes sociais são constituídas por um conjunto de laços sociais que fazem parte do cotidiano do indivíduo. Já o suporte social está associado com o auxílio emocional, instrumental e/ou financeiro recebido pelos membros da rede social (Ramos, 2003). Assim como na análise proposta no Capítulo 3, os aspectos sociais (QUAD. 8) são representados pelo *índice de frequência mediana de atenção ao idoso* (infreqüente – categoria de referência – pouco frequente, frequente, muito frequente e constante), e, se o *idosos teve alguma participação comunitária no último ano* (não participou – categoria de referência – ou participou). Essas variáveis consideram tanto a frequência da comunicação, da ajuda que o idoso recebe do cônjuge, dos filhos (filhos tidos, enteados e filhos

adotivos), dos netos, de outros parentes e de não-familiares (como vizinhos, amigos e empregado doméstico), quanto a vida social que os idosos têm fora do ambiente familiar.

### QUADRO 8 – Variáveis explicativas que representam aspectos sociais do idoso

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Índice de frequência mediana de atenção ao idoso</i>	Frequência mediana de atenção ao idoso (Seção G)	Infrequente Pouco frequente Frequente Muito frequente Constante
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>	Durante o último ano, o sr. Prestou algum serviço de forma voluntária ou gratuita para alguma organização da sua comunidade? (G55)	Não participou Participou

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

As *condições de saúde* (QUAD. 9) são representadas por três variáveis consideradas pela literatura como forte preditoras do estado de saúde dos idosos (Manton, Stallard & Cordel, 1997; Alvez, 2004; Palloni & McEniry, 2007): *saúde auto-reportada* ('excelente' – categoria de referência – 'muito boa', 'boa', 'regular' e 'ruim'); número de doenças crônicas diagnosticado por médico (nenhuma – categoria de referência – uma ou duas, três ou mais) e *presença de incapacidade* para realizar atividades básicas da vida diária – ABVD ('nenhuma' – referência – ou 'alguma incapacidade'). Vale comentar que o processo de categorização dessas variáveis foi o mesmo descrito no Capítulo 3.

### QUADRO 9 – Variáveis explicativas que representam condições de saúde dos idosos

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Saúde auto-reportada</i>	O(a) sr(a) diria que sua saúde é excelente, muito boa, boa, regular ou má? (C1)	Excelente/Muito boa/Boa Regular/Ruim
<i>Número de doenças crônicas</i>	Alguma vez um médico ou enfermeiro lhe disse que o sr(a) tem: hipertensão, diabetes, câncer, doença crônica do pulmão, problemas cardíacos, derrame, reumatismo/artrite? (C4 a C10)	Nenhuma Uma ou duas Três ou mais
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>	Estado funcional (D11, D13a até D25a)	Nenhuma Pelo menos uma

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

Por fim, assim como no Capítulo 3, as variáveis *hábito de fumar*, *uso de álcool* e *prática de atividades físicas* representam comportamentos de risco que influenciam o estilo de vida dos idosos (QUAD 10). A variável hábito de fumar é composta por três categorias: ‘fuma atualmente’ (referência), ‘não fuma mas já fumou’ e ‘nunca fumou’. A prática de atividades físicas é uma variável dicotômica e os idosos foram divididos entre aqueles que realizaram atividades físicas regularmente nos últimos 12 meses que antecederam à entrevista (categoria de referência) – ‘sim’ – e aqueles que não praticaram atividades físicas – ‘não’.

#### QUADRO 10 – Variáveis explicativas que representam comportamentos de risco

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Hábito de fumar</i>	O(a) sr(a) tem ou teve o hábito de fumar? (C24)	Fuma atualmente Já fumou mais não fuma mais Nunca fumou
<i>Uso de álcool</i>	Nos últimos três meses, em média, quantos dias por semana tomou bebida alcoólica? (C23) Nos últimos três meses, nos dias em que tomou bebida alcoólica, foram quantos copos, em média, por dia? (C23a)	Não faz uso Faz uso
<i>Prática de atividade física</i>	Nos últimos 12 meses, tem feito exercícios ou realizado atividades físicas vigorosas regularmente, 3 vezes por semana? (C25a)	Sim Não

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

Todas as variáveis consideradas no modelo conceitual adotado, exceto idade, referem-se a informações declaradas pelo idoso na primeira entrevista. Dessa forma, toda a análise foi realizada sob o pressuposto de que essas características se mantiveram constantes até o momento da morte ou até a data da segunda entrevista realizada em 2006. Além disso, uma análise descritiva prévia foi realizada com todas as variáveis selecionadas buscando uma melhor categorização das mesmas e níveis elevados de casos *missing*. Mais uma vez, as variáveis que apresentaram *missing* acima de 8% não foram consideradas na análise, pois prejudicariam a estimação dos modelos, dado o tamanho da amostra. Adicionalmente, como as análises propostas têm como base um modelo teórico (FIG. 5 e 6), todas as variáveis elegidas foram consideradas nos modelos, no intuito de se fazer um controle completo dos fatores envolvidos na relação entre mortalidade e educação (Liu, Hermalin & Chuang, 1998; Campos, 2009).

### 4.2.3 Modelagens propostas

Tendo em vista os mesmos procedimentos descritos no Capítulo 3 para as análises propostas neste capítulo, calculou-se também o número de pessoas-ano, ou seja, o número de anos vividos por todos os idosos da amostra desde o momento que foram entrevistados pela primeira vez, em 2000, até o momento da sua morte ou até a data da segunda entrevista realizada em 2006<sup>20</sup>. Para tanto, utilizou-se a função *split* do programa STATA 9.0 que transforma cada indivíduo em um número de pseudo-indivíduos igual ao número de anos que estiveram expostos ao risco de morrer.

Uma vez calculado o número de pessoas-ano, modelos de Regressão de Poisson foram utilizados para estimar o número esperado de mortes durante o período 2000-2006 como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano) e das variáveis explicativas selecionadas. Para tanto, considerou-se a equação (5), apresentada na subseção 2.2.2, que incorpora o tempo total de exposição ao risco em estudo como um termo independente do vetor de variáveis consideradas. Ou seja:

$$\log E(Y) = \log(T) + \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p \quad (6)$$

Onde:

$E(Y)$ : é o número esperado de óbitos;

$X_1, X_2, \dots, X_p$ : são as variáveis explicativas consideradas no modelo;

$\beta_0$ : é o intercepto;

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ : são os coeficientes da regressão que representam os efeitos das variáveis explicativas. Por exemplo,  $\beta_1$  mede a variação para cada mudança unitária em  $X_1$ , mantida todas as outras variáveis ( $X_2, \dots, X_p$ ) constantes;

$e^\beta$ : razão entre as taxas de mortalidade das categorias de uma variável em relação à categoria de referência;

$T$ : é o tempo total de exposição ao risco de morte;

$\log(T)$ : é uma variável explicativa com coeficiente fixo e igual a um.

<sup>20</sup> Entre os 649 idosos falecidos, 89 não apresentaram data de morte. Para eles, o ano de ocorrência do falecimento foi imputado seguindo a mesma distribuição do ano dos óbitos com data declarada, segundo a idade. Para os idosos sobreviventes que 'mudaram para outro município', 'institucionalizados' ou que se 'recusaram' a responder o questionário em 2006, utilizou-se a mesma data de entrevista observada entre os idosos reentrevistados na segunda etapa do estudo SABE, segundo idade.



Seguindo os mesmos passos metodológicos descritos por Liu, Hermalin & Chuang (1998), que tem como base o marco conceitual apresentado na FIG. 6, quatro modelos de Regressão de Poisson (QUAD. 11) foram estimados para analisar o efeito da educação sobre a mortalidade dos idosos em estudo. A formulação desses quatro modelos é uma extensão dos modelos de decomposição apresentados por Alwin & Hauser (1975)<sup>21</sup> e a sua composição permitirá que sejam avaliados o efeito residual/marginal e a influência indireta da educação sobre a mortalidade por meio dos coeficientes estimados para a variável ‘educação’ nas regressões.

**QUADRO 11 – Modelos de Regressão de Poisson estimados para a análise dos diferenciais de mortalidade, por escolaridade.**

Variáveis explicativas	Modelo 1 (efeito residual/marginal)	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4 (efeito total)
<i>Bloco 1</i>				
Educação	X	X	X	X
Sexo	X	X	X	X
Idade	X	X	X	X
Estado marital	X	X	X	X
<i>Bloco 2</i>				
Se teve participação comunitária	X	X	X	
Frequência mediana de atenção ao idoso	X	X	X	
Saúde auto-reportada	X			
Número de doenças crônicas	X			
Presença de incapacidade	X			
Hábito de fumar	X	X		
Uso de álcool	X	X		
Prática de atividade física	X	X		

Fonte: Elaboração própria.

O Modelo 1 (QUAD. 11) é o modelo completo e representa o efeito residual/marginal da educação sobre a mortalidade, pois além de ser controlado por todas as variáveis explicativas selecionadas, ele incorpora também a contribuição de outros fatores intervenientes não considerados na análise. Os três modelos seguintes são formas reduzidas do primeiro modelo, onde os fatores intermediários são retirados do modelo completo, sequencialmente, até que todas as variáveis classificadas como condições de saúde, comportamentos de risco e relações sociais dos idosos sejam eliminadas (Modelo 4). Deste modo, enquanto o primeiro modelo estima somente o efeito residual/marginal da educação sobre a mortalidade, o Modelo 4 mede o efeito total – ou seja, nesse último modelo não

<sup>21</sup> Informações mais detalhadas da formulação teórica dos modelos que representam a decomposição do efeito total em efeito residual/marginal e efeito indireto entre educação e mortalidade poderão ser encontradas no trabalho publicado por Alwin & Hauser (1975).

são incorporadas nas estimativas o efeito de variáveis sobre as quais a educação pode atuar de maneira intermediária ou indireta (Liu, Hermalin & Chuang, 1998).

Sob o pressuposto de que o valor esperado dos erros obtidos para os modelos 1 e 4 é igual a zero, o efeito indireto da educação sobre a mortalidade, representada por todas as variáveis do bloco 2, pode ser estimado pela diferença entre os coeficientes da variável 'educação' nos modelos 4 e 1. Em outras palavras, a diferença entre o efeito total e o efeito residual/marginal fornecerá uma estimativa do efeito indireto. Sabendo-se ainda que os coeficientes da variável 'educação' advindos dos modelos reduzidos incluem o efeito residual/marginal da educação e os efeitos indiretos das variáveis do bloco 2 consideradas no processo de estimação (Alwin & Hauser, 1975), Liu, Hermalin & Chuang (1998) acrescentam que, por meio dos coeficientes da variável 'educação' obtidos nos modelos de regressão 2 e 3 é possível decompor o efeito indireto segundo os três subgrupos de variáveis intervenientes consideradas pela literatura como bastante influenciadas pelo nível educacional e que tem efeito sobre a mortalidade: condições de saúde, comportamentos de risco e aspectos sociais.

Desta forma, os resultados apresentados não só contemplam o efeito global da educação sobre a mortalidade, como também, a importância relativa dos fatores indiretos e residuais/marginais que compõem essa relação. Esta decomposição permitirá uma melhor compreensão do impacto da educação sobre a sobrevivência dos idosos, além de subsidiar políticas que tem como foco a saúde e a distribuição mais adequada dos recursos sociais e econômicos (Adler *et al*, 1994; Elo & Preston, 1996; Liu, Hermalin & Chuang, 1998; Kilander *et al*, 2001).

Vale comentar que estudos já realizados mostram que, no geral, taxas de mortalidade em função do nível de educação variam segundo diferentes grupos de idade. Além disso, as diferenças dessas taxas entre os menos e os mais escolarizados tendem a diminuir com o avançar da idade e parecem ser pouco significativos entre a população com 65 anos e mais. Desta forma, Liu, Hermalin & Chuang (1998) e Pérez (2010) sugerem que análises prévias dessa possível interação entre idade e nível de escolaridade devem ser realizadas para então considerá-las, ou não, nos modelos multivariados. Nesta tese, a referida interação foi testada e os seus coeficientes não foram estatisticamente significativos em

nenhum dos modelos propostos. Além disso, a inclusão dessa interação prejudicou a eficiência das estimativas e, portanto, não foi considerada nos quatro modelos finais. Esse resultado pode estar sendo influenciado pelo tamanho relativamente pequeno da amostra, ou se deve a uma queda do diferencial de mortalidade, por nível de escolaridade, com o avançar da idade, tipicamente observada em outros estudos (Preston & Elo, 1995; Sorlie, Backlund & Keller, 1995; Elo & Preston, 1996; Cutler *et al*, 2010).

Mais uma vez, para cada um dos modelos apresentados no QUAD. 11, analisou-se a matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados (não entre as variáveis explicativas) com o objetivo de detectar uma possível existência de multicolinearidade. Assim como nas análises apresentadas no Capítulo 3, não foram detectados problemas desse tipo. No QUAD. A3 (em anexo), apresenta-se a referida matriz apenas para o modelo completo (Modelo 1) que representa o efeito residual/marginal da educação sobre a mortalidade dos idosos em estudo.

#### **4.3 Descrição da amostra analisada, segundo nível de escolaridade**

A escolaridade mediana da amostra total analisada foi de 4 anos de estudo. No geral, os dados da TAB. 10 mostram que os idosos sem nenhum grau de escolaridade são na sua maioria do sexo feminino, viúvos, com aspectos sociais e condições de saúde precários e tendem a ter estilo de vida menos saudável. Conforme esperado, as coortes de idosos mais jovens apresentam níveis de educação mais elevados: por exemplo, dentre os idosos com 8 anos ou mais de estudo, 68,4% com idades entre 60 e 69 anos concluíram pelo menos o ensino fundamental contra apenas 5,9% dos idosos com 80 anos e mais.

**TABELA 10 – Distribuição relativa das características da amostra no *baseline*, segundo nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Nível de escolaridade		
	Nenhum	1 a 7 anos	8 anos e mais
<i>Sexo</i>			
Homem	35,4%	41,6%	52,6%
Mulher	64,6%	58,4%	47,4%
<i>Grupos de idade</i>			
60 a 69	43,6%	60,6%	68,4%
70 a 79	36,0%	30,1%	25,7%
80 e mais	20,4%	9,4%	5,9%
<i>Estado marital</i>			
Casado	47,2%	60,6%	64,4%
Divorciado/Separado	7,8%	7,8%	8,6%
Viúvo	40,6%	27,5%	19,7%
Solteiro	4,3%	4,1%	7,3%
<i>Frequência mediana da atenção ao idoso</i>			
Infrequente	7,6%	7,4%	6,4%
Pouco frequente	18,7%	11,4%	8,0%
Frequente	27,2%	34,0%	32,7%
Muito frequente	34,1%	35,2%	39,4%
Constante	12,4%	12,0%	13,5%
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>			
Não participou	79,0%	72,6%	67,6%
Participou	21,0%	27,4%	32,4%
<i>Saúde auto-reportada</i>			
Excelente/Muito boa/Boa	34,3%	44,2%	68,3%
Regular/Ruim	65,7%	55,8%	31,7%
<i>Número de doenças crônicas</i>			
Nenhuma	16,1%	22,4%	24,6%
Uma ou duas	60,2%	53,9%	53,9%
Três ou mais	23,8%	23,6%	21,5%
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>			
Nenhuma	72,5%	80,6%	88,6%
Pelo menos uma	27,5%	19,4%	11,4%
<i>Hábito de fumar</i>			
Fuma atualmente	19,1%	14,5%	18,8%
Já fumou, mas não fuma mais	35,1%	27,5%	39,9%
Nunca fumou	45,8%	58,0%	41,3%
<i>Uso de álcool</i>			
Não faz uso	81,4%	68,8%	48,4%
Faz uso de álcool	18,6%	31,2%	51,6%
<i>Prática de atividade física</i>			
Sim	15,3%	27,3%	40,2%
Não	84,7%	72,7%	59,8%
<i>Tamanho da amostra</i>	489	1.211	288

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota:

- A participação relativa de cada categoria nas variáveis analisadas foi obtida após a expansão da amostra;

- Na amostra total analisada, 16 (0,7%) idosos não declararam nível de escolaridade; para 22 (1%) idosos não foi possível construir o índice de frequência mediana de atenção ao idoso; 4 (0,2%) não auto-avaliaram sua saúde; 125 (6,2%) deixaram em branco as informações sobre doenças crônicas diagnosticada por médico; e, apenas um (0,05%), não declarou o estado marital, não informou se tinha hábito de fumar ou se praticava atividade física regularmente.

Observa-se também na TAB. 10 que quanto maior é a escolaridade, mais positivamente os idosos auto-avaliam a sua saúde e menor é a presença de incapacidades. Destaca-se a proporção elevada de indivíduos com ensino fundamental incompleto que nunca fizeram uso de tabaco e de praticar regularmente atividades físicas entre aqueles com 8 anos ou mais de estudo. Um consumo maior de bebidas alcoólicas entre os mais escolarizados pode estar relacionado com o fato desses idosos terem um maior conhecimento de que uma certa quantidade de álcool ingerida por um indivíduo pode trazer benefícios para a saúde. No entanto, não foi possível desagregar a categoria 'faz uso de álcool' em 'uso aceitável de álcool' e 'uso pesado de álcool' de tal forma que se pudessem captar possíveis benefícios para a saúde gerados pela ingestão de bebida alcoólica, em virtude do pequeno número de casos segundo nível de escolaridade.

## **4.4 Resultados**

### **4.4.1 Estimativas de mortalidade entre idosos residentes no município de São Paulo, segundo nível de escolaridade**

As estimativas das taxas de mortalidade entre idosos, por nível de escolaridade, apresentadas nesta subseção foram obtidas por meio dos coeficientes dos modelos de regressão de Poisson apresentados na TAB. 11. Além do nível de escolaridade, as variáveis sexo e grupos de idade também foram consideradas para o cálculo dessas taxas.

**TABELA 11 – Coeficientes da regressão de Poisson do número de mortes dos idosos como uma função do tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano). Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Modelo A		Modelo B		Modelo C		Modelo D	
	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor	Coeficiente	p-valor
<i>Nível de escolaridade</i>								
Nenhum	-		-		-		-	
1 a 7 anos	-0,441	<0,001 *	-0,473	<0,001 *	-0,246	0,009 *	-0,270	0,004 *
8 anos ou mais	-0,765	0,001 *	-0,853	<0,001 *	-0,482	0,030 **	-0,580	0,011 *
<i>Sexo</i>								
Homens			-				-	
Mulheres			-0,507	<0,001 *			-0,591	<0,001 *
<i>Grupos de idade</i>								
60 a 69 anos					-		-	
70 a 79 anos					0,531	0,001 *	0,556	<0,001 *
80 anos e mais					1,380	<0,001 *	1,442	<0,001 *
<i>Constante</i>	-2,855	<0,001 *	-2,552	<0,001 *	-3,562	<0,001 *	-3,242	<0,001 *
<i>Tamanho da amostra</i>	1.972		1.972		1.972		1.972	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05 \*\*\*p-valor<0,10.

No computo geral, as taxas de mortalidade apresentadas na TAB. 12 e FIG. 7 mostram que, independente do sexo, quanto maior é o nível de escolaridade dos idosos, menores são as taxas de mortalidade. Como esperado, embora o padrão de mortalidade, por escolaridade, seja semelhante para homens e mulheres, observa-se uma sobremortalidade masculina. Adicionalmente, o gradiente é mais acentuado para os homens do que para as mulheres: enquanto os idosos do sexo masculino com nenhuma escolaridade apresentaram taxas de mortalidade 2,9 vezes maior do que aqueles com ensino fundamental incompleto, entre as mulheres esse diferencial é de 80%. Entre aqueles de 1 a 7 anos de estudo e com 8 anos e mais, o diferencial entre as taxas de mortalidade é de 1,5 e 0,9 para homens e mulheres, respectivamente.

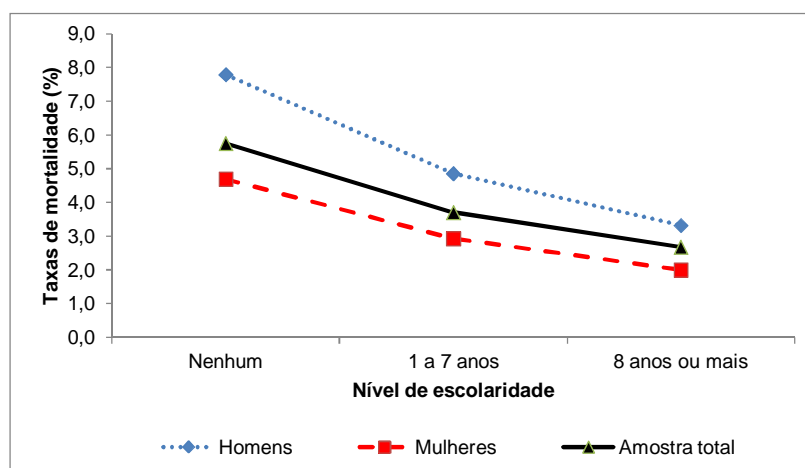
**TABELA 12 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006**

Sexo	Nível de escolaridade	Taxas de mortalidade (%)	Intervalo de confiança (95%)	
<i>Homens</i>	Nenhum	7,8	6,3	9,7
	1 a 7 anos	4,9	3,2	7,3
	8 anos ou mais	3,3	1,7	6,5
	<i>p-valor</i>	<0,001		
<i>Mulheres</i>	Nenhum	4,7	3,0	7,3
	1 a 7 anos	2,9	1,6	5,5
	8 anos ou mais	2,0	0,8	4,9
	<i>p-valor</i>	<0,001		
<i>Amostra total</i>	Nenhum	5,8	4,9	6,7
	1 a 7 anos	3,7	2,6	5,2
	8 anos ou mais	2,7	1,5	4,8
<i>Razão entre 'Nenhum' e '8 anos ou mais de estudo'</i>		2,1		
<i>p-valor</i>		<0,001		

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: As taxas de mortalidade, por nível de escolaridade, para a amostra total analisada foram estimadas com base nos coeficientes do Modelo A (TAB. 11) e as taxas de mortalidade, por nível de escolaridade e sexo, foram estimadas com base nos coeficientes do Modelo B (TAB. 11).

**FIGURA 7 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006**



Fonte: TAB. 12.

Na TAB. 13 são expostas as taxas de mortalidade estimadas a partir dos coeficientes do modelo de regressão de Poisson C (TAB. 11) que incorpora a variável nível de escolaridade e grupos de idade. Os resultados indicam que as taxas aumentam com a idade e diminuem com a escolaridade, dentro de cada um

dos grupos etários considerados. Em parte, esse resultado é devido ao efeito de coorte. Como o Modelo C não considera a interação entre as variáveis nível de escolaridade e grupos de idade, não é possível avaliar como os diferenciais de escolaridade variam dentro de cada grupo de idade (Pérez, 2010). Contudo, é possível observar, por intermédio dessas taxas, o diferencial relativo médio entre os grupos de escolaridade, para todos os grupos etários considerados. Por exemplo, as taxas de mortalidade dos idosos com nenhuma escolaridade é 1,3 vezes maior que as taxas observadas para aqueles com 1 a 7 anos de estudo e 1,6 vezes maior que as taxas observadas para aqueles com 8 anos ou mais de estudo. Resultados semelhantes podem ser observados quando essas taxas são consideradas em função do nível de escolaridade, grupos de idade e sexo (TAB. 14).

**TABELA 13 – Taxas de mortalidade (%) segundo grupos de idade e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006**

Grupos de idade	Nível de escolaridade	Taxas de mortalidade (%)	Intervalo de confiança (95%)	
60 a 69 anos	Nenhum	2,8	2,2	3,6
	1 a 7 anos	2,2	1,5	3,4
	8 anos ou mais	1,8	0,9	3,4
70 a 79 anos	Nenhum	4,8	2,8	8,2
	1 a 7 anos	3,8	1,8	7,7
	8 anos ou mais	3,0	1,1	7,8
80 anos e mais	Nenhum	11,3	7,3	17,4
	1 a 7 anos	8,8	4,8	16,3
	8 anos ou mais	7,0	2,9	16,6
<i>Razão entre 'Nenhum' e '8 anos ou mais de estudo'</i>		1,6		
<i>p-valor</i>		<0,001		

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: As taxas de mortalidade, por nível de escolaridade e grupos de idade, foram estimadas com base nos coeficientes do Modelo C (TAB. 11).



**TABELA 14 – Taxas de mortalidade (%) segundo sexo, grupos de idade e nível de escolaridade. Município de São Paulo, 2000-2006**

Sexo	Grupos de idade	Nível de escolaridade	Taxas de mortalidade (%)	Intervalo de confiança (95%)	
<i>Homens</i>	<i>60 a 69 anos</i>	Nenhum	3,9	3,0	5,1
		1 a 7 anos	3,0	1,9	4,7
		8 anos ou mais	2,2	1,1	4,4
	<i>70 a 79 anos</i>	Nenhum	6,8	3,9	11,9
		1 a 7 anos	5,2	2,5	10,9
		8 anos ou mais	3,8	1,4	10,4
	<i>80 anos e mais</i>	Nenhum	16,5	10,4	26,4
		1 a 7 anos	12,6	6,6	24,1
		8 anos ou mais	9,3	3,7	22,9
<i>Mulheres</i>	<i>60 a 69 anos</i>	Nenhum	2,2	1,3	3,6
		1 a 7 anos	1,7	0,8	3,3
		8 anos ou mais	1,2	0,5	3,1
	<i>70 a 79 anos</i>	Nenhum	3,8	1,7	8,3
		1 a 7 anos	2,9	1,1	7,6
		8 anos ou mais	2,1	0,6	7,2
	<i>80 anos e mais</i>	Nenhum	9,2	4,6	18,4
		1 a 7 anos	7,0	2,9	16,8
		8 anos ou mais	5,1	1,6	16,0
<i>Razão entre 'Nenhum' e '8 anos ou mais de estudo'</i>			1,8		
			<i>p-valor</i>	<i>&lt;0,001</i>	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: As taxas de mortalidade, por nível de escolaridade, grupos de idade e sexo, foram estimadas com base nos coeficientes do Modelo D (TAB. 11).

#### 4.4.2 Impacto da educação sobre a mortalidade de idosos: efeito residual/marginal e efeito indireto

A TAB. 15 apresenta os resultados dos quatro modelos de regressão de Poisson conforme descrito no QUAD. 11. Conforme descrito nos aspectos metodológicos, o primeiro modelo incorpora todas as variáveis explicativas consideradas na análise e o coeficiente estimado para a variável 'nível de escolaridade' permite obter o efeito residual/marginal da educação sobre a mortalidade dos idosos residentes no município de São Paulo. Os modelos 2 e 3 são formas reduzidas do modelo completo e são utilizados para decompor o efeito indireto segundo os três subgrupos de variáveis intervenientes consideradas – condições de saúde, comportamentos de risco e aspectos sociais. Por fim, o coeficiente no Modelo 4

da variável 'nível de escolaridade' representa o efeito total da educação sobre a mortalidade, ajustado apenas pelas variáveis idade, sexo e estado marital.

Em todos os modelos, os coeficientes da variável 'nível de escolaridade' sugerem uma relação negativa entre educação e mortalidade dos idosos, mesmo quando possíveis fatores de confusão/intermediários são controlados. O coeficiente do 'nível de escolaridade' no Modelo 1 mostra o menor efeito da educação sobre a mortalidade (-0,013) e, no Modelo 4, o maior (-0,039), sendo este último estatisticamente significativo ( $p < 0,05$ ). Esses resultados suportam fortemente a hipótese que, embora a educação tenha uma influência considerável sobre a mortalidade de idosos, tais efeitos operam principalmente através do efeito da educação sobre as condições de saúde do indivíduo, os comportamentos de risco e as relações sociais, que, por sua vez, influenciam a sobrevivência – FIG. 5 (Liu, Hermalin & Chuang, 1998).

**TABELA 15 – Resultados do modelo de regressão de Poisson para a análise do efeito da educação sobre a mortalidade de idosos. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Modelo 1 (efeito residual/marginal)			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4 (efeito total)		
	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor
<i>Nível de escolaridade em anos (contínua)</i>	-0,013	0,987	0,450	-0,018	0,983	0,338	-0,035	0,965	0,077 ***	-0,039	0,962	0,044 **
<b>Bloco 1</b>												
Sexo												
Homem		1,000			1,000			1,000			1,000	
Mulher	-0,722	0,486	<0,001 *	-0,629	0,533	<0,001 *	-0,665	0,515	<0,001 *	-0,682	0,505	<0,001 *
Grupos de idade												
Sexagenários		1,000			1,000			1,000			1,000	
Septagenários	0,528	1,696	0,001 *	0,557	1,745	<0,001 *	0,538	1,713	0,001 *	0,550	1,733	0,001 *
80 anos e mais	1,298	3,661	<0,001 *	1,332	3,789	<0,001 *	1,349	3,852	<0,001 *	1,407	4,082	<0,001 *
Estado marital												
Casado		1,000			1,000			1,000			1,000	
Divorciado/Separado	0,162	1,176	0,398	0,156	1,169	0,405	0,201	1,223	0,318	0,255	1,290	0,219
Viúvo	0,244	1,276	0,045 **	0,216	1,241	0,080 ***	0,236	1,266	0,056 **	0,231	1,260	0,064 ***
Solteiro	0,407	1,502	0,031 **	0,273	1,315	0,155	0,307	1,360	0,115	0,223	1,250	0,208
Frequência mediana da atenção ao idoso												
Infrequente		1,000			1,000			1,000			1,000	
Pouco frequente	-0,088	0,916	0,674	-0,027	0,973	0,893	-0,014	0,986	0,944			
Frequente	-0,208	0,812	0,288	-0,131	0,878	0,465	-0,135	0,873	0,480			
Muito frequente	-0,103	0,902	0,588	0,009	1,009	0,960	0,030	1,030	0,863			
Constante	-0,074	0,928	0,736	0,022	1,022	0,917	0,062	1,064	0,759			
Teve participação comunitária no último ano?												
Não participou		1,000			1,000			1,000			1,000	
Participou	-0,474	0,622	0,001 *	-0,555	0,574	<0,001 *	-0,641	0,527	<0,001 *			
Saúde auto-reportada												
Excelente/Muito boa/Boa		1,000			1,000			1,000			1,000	
Regular/Ruim	0,071	1,074	0,533									
Número de doenças crônicas												
Nenhuma		1,000			1,000			1,000			1,000	
Uma ou duas	0,634	1,886	<0,001 *									
Três ou mais	0,716	2,045	<0,001 *									
Presença de incapacidade (ABVD)												
Nenhuma		1,000			1,000			1,000			1,000	
Pelo menos uma	0,390	1,478	<0,001 *									
Hábito de fumar												
Fuma atualmente		1,000			1,000			1,000			1,000	
Já fumou, mas não fuma mais	-0,469	0,626	0,001 *	-0,437	0,646	0,001 *						
Nunca fumou	-0,612	0,542	<0,001 *	-0,596	0,551	<0,001 *						
Uso de álcool												
Não faz uso		1,000			1,000			1,000			1,000	
Faz uso	-0,254	0,776	0,037 **	-0,297	0,743	0,012 **						
Prática de atividade física												
Sim		1,000			1,000			1,000			1,000	
Não	0,494	1,638	0,001 *	0,589	1,802	<0,001 *						
Tamanho da amostra		1.834			1.963			1.965			1.987	
Constante	-3,76		<0,001 *	-3,25		<0,001 *	-3,22		<0,001 *	-3,39		<0,001 *
Valor de F	23,66			26,23			29,48			48,94		
valor de p	<0,001			<0,001			<0,001			<0,001		

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05 \*\*\*p-valor<0,10.

RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.

Observa-se ainda na TAB. 15, que o aumento de um ano na escolaridade reduz em 4% a taxa de mortalidade dos idosos, quando o modelo é apenas ajustado por sexo, grupos de idade e estado marital (Modelo 4). Quando são também consideradas no modelo variáveis que representam aspectos sociais (Modelo 3), a taxa de mortalidade dos idosos é 3,5% menor com o acréscimo de um ano de estudo ( $p < 0,10$ ). Nos demais modelos, a mudança na quantidade de anos de estudo não representou efeito estatisticamente significativo sobre as taxas de mortalidade.

Com relação às outras variáveis explicativas, a maioria apresentou relação com a mortalidade dos idosos conforme esperada. No geral, idosos do sexo feminino, jovens e casados tem maior sobrevivência do que idosos do sexo masculino, com mais idade e viúvos e todas essas diferenças são estatisticamente significativas em todos os modelos estimados. Se por um lado, a frequência mediana de comunicação e de ajuda que o idoso recebe de familiares e não familiares parece não interferir na sobrevivência dos mesmos, a não participação em atividades comunitárias aumenta o risco relativo de morte ( $p < 0,01$ ). Adicionalmente, idosos com saúde vulnerável e com comportamentos de risco possuem taxas de mortalidade mais elevadas.

#### **4.4.2.1 Decomposição do efeito total**

A decomposição do efeito total da educação sobre a mortalidade é apresentada na TAB. 16. Conforme exposto na subseção 4.2.3, a estimativa do efeito total tem como base o modelo final reduzido (Modelo 4 – TAB. 15) e o efeito residual/marginal é representado pelo modelo completo (Modelo 1 – TAB. 15). Sob o pressuposto de que o valor esperado dos erros obtidos para esses dois modelos é igual a zero, o efeito indireto da educação sobre a mortalidade, representada por todas as variáveis endógenas, foi estimado pela diferença entre os coeficientes da variável ‘nível de escolaridade’ nos modelos 4 e 1. A decomposição do efeito indireto segundo os três subgrupos de variáveis intervenientes consideradas – condições de saúde, comportamentos de risco e aspectos sociais – foi realizada com o auxílio dos coeficientes da variável ‘nível de escolaridade’ obtidos nos modelos de regressão 2 e 3. Por exemplo, a magnitude

do efeito indireto representado pelas variáveis que caracterizam as condições de saúde dos idosos foi calculada fazendo-se a diferença entre os coeficientes da variável 'nível de escolaridade' nos modelos 2 e 1. Já o efeito advindo das variáveis que compõem os comportamentos de risco foi obtida pela diferença entre os coeficientes da variável 'nível de escolaridade' nos modelos 3 e 2. Por fim, a participação dos aspectos sociais no efeito indireto da educação sobre a mortalidade foi estimada pela diferença entre a magnitude do efeito indireto e a soma da magnitude dos efeitos associados às condições de saúde e aos comportamentos de risco. Essa decomposição apresenta uma aproximação relativa da importância de cada fator interveniente sobre a relação global entre educação e mortalidade (Liu, Hermalin & Chuang, 1998).

**TABELA 16 – Decomposição do efeito total do nível de escolaridade sobre a mortalidade de idosos, segundo efeitos residual/marginal e indireto. Município de São Paulo, 2000-2006**

<b>Tipo de efeito</b>	<b>Magnitude do efeito</b>	<b>%</b>
<i>Efeito total*</i>	-0,039	100%
Efeito residual/marginal	-0,013	34%
<sup>a</sup> Efeito indireto*	-0,025	66%
Condições de saúde**	-0,004	11%
Comportamentos de risco**	-0,018	46%
Aspectos sociais**	-0,003	9%

Fonte: TAB. 15.

Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05.

<sup>a</sup> A significância dos efeitos indiretos medidos a partir das condições de saúde, comportamentos de risco e aspectos sociais foram testados pelo teste da razão da verossimilhança, isto é, -2 vezes a diferença dos valores da *log likelihood* entre os dois modelos utilizados para obter a magnitude do efeito de cada um dos componentes da decomposição. A distribuição utilizada no teste foi a  $\chi^2$  com graus de liberdade igual a diferença entre o número de parâmetros dos dois modelos.

Os resultados da TAB. 16 mostram que, do efeito total da escolaridade sobre a mortalidade de idosos (-0,039), 66% é devido a mecanismos indiretos ou intermediários. Entre esses, as variáveis que representam os comportamentos de risco são os fatores principais na relação entre mortalidade e educação dos idosos em análise. Quase metade da influência da educação sobre a mortalidade dos idosos opera através de variáveis de estilo de vida, quando controlado por outros fatores. As condições de saúde e os aspectos sociais também exercem um efeito importante sobre a mortalidade e representam 11 e 9% do efeito total,

respectivamente. Por fim, 34% do efeito total é devido ao efeito residual/marginal da educação sobre a mortalidade, incluindo outros fatores intervenientes não considerados na análise, como acesso a recursos e estresse (FIG. 5 e 6).

#### 4.5 Discussão

Os resultados apresentados neste capítulo são consistentes com os observados para países desenvolvidos e em desenvolvimento. No caso da amostra do Estudo SABE, os idosos com maior escolaridade apresentam maior sobrevivência e o gradiente é mais acentuado para os homens do que para as mulheres. Enquanto os idosos do sexo masculino com nenhuma escolaridade apresentaram taxas de mortalidade 2,9 vezes maior do que aqueles com ensino fundamental incompleto (1 a 7 anos de estudo), entre as mulheres esse diferencial foi de 80% (ou 1,8 vezes maior). Para homens e mulheres, a taxa média de mortalidade daqueles com nenhuma escolaridade é 2,35 vezes maior que as taxas observadas para os idosos com 8 anos ou mais de estudo.

Magnitudes importantes como essas também foram encontradas em outros países e até mesmo em estudos já realizados com dados brasileiros. Nos Estados Unidos, por exemplo, os homens de 65 a 89 anos, com menos de 8 anos de estudo, apresentaram taxas médias de mortalidade 66% maiores aos que tinham chegado à universidade no início da década de 1970. Entre as mulheres, esse mesmo diferencial foi de, em média, 51% (Feldman *et al*, 1989; Preston & Elo, 1995; Elo & Preston, 1996). Em Taiwan, Liu, Hermalin & Chuang (1998) observaram que entre a população com 65 anos e mais, as taxas de mortalidade para os idosos sem nenhuma instrução é 1,3 vezes maior quando comparadas aos dos idosos com 13 anos de estudo ou mais. Recentemente, no Brasil, utilizando dados da PNAD de 1996 para a população feminina com idades entre 30 e 69 anos, Pérez (2011) observou que a mortalidade de mulheres sem nenhuma escolaridade foi 1,6 vezes maior à das mulheres com 9 anos ou mais de estudo. A autora mostra também que o diferencial relativo de mortalidade é importante entre as mulheres sem escolaridade e as que apresentam de 1 a 8 anos de estudo, sendo as taxas de mortalidade do primeiro grupo cerca de 20% maiores do que as do segundo grupo.

Contudo, conforme Pérez (2011) salienta, não é fácil fazer uma comparação direta com outros países devido ao uso de diferentes técnicas e até mesmo de outras medidas socioeconômicas, que não apenas a educação. No caso do Brasil, a proporção de idosos sem escolaridade é tão elevada que esses são classificados em uma única categoria. Já nos países ocidentais, em função da obrigatoriedade da educação básica, o grupo com menor escolaridade se refere normalmente até os 7 anos de estudo. Além disso, Kunst *et al* (2002) destaca que a distribuição dos indivíduos por nível de escolaridade também é diferente entre os países e isto pode afetar comparações entre gradientes observados na mortalidade.

No que diz respeito ao efeito da educação sobre a mortalidade, os resultados suportam a hipótese de que a educação pode influenciar a mortalidade, em grande parte, através de seus efeitos sobre variáveis intermediárias, como condições de saúde, comportamentos de risco e aspectos sociais. Observou-se entre os idosos analisados que 66% da relação total entre educação e mortalidade pode ser explicada por mecanismos indiretos, ou seja, a escolaridade afeta a mortalidade, principalmente por intermédio de uma variedade de dimensões sociais, comportamentais e de saúde. Em Taiwan, a direção dos resultados foi semelhante: os efeitos residual/marginal e indireto representaram, respectivamente, 17 e 83% do efeito total analisado (Liu, Hermalin & Chuang, 1998).

No entanto, enquanto para os idosos residentes no município de São Paulo, o conjunto de variáveis constituído por comportamentos de risco tem maior peso (46%) na relação entre mortalidade e educação, em Taiwan, as condições de saúde (48%) exercem um papel mais importante. Segundo Liu, Hermalin & Chuang (1998) esse resultado era esperado para os idosos taiwaneses, dado que pessoas com melhores níveis de escolaridade têm uma probabilidade maior de ter renda mais elevada, de possuir ocupações mais seguras, menores riscos ambientais, melhores condições de habitação e maior acesso à serviços de saúde e de cuidado.

Já entre os idosos paulistanos, apesar de cerca de 16% do efeito indireto da educação sobre a mortalidade ser devida às condições de saúde, os

comportamentos de risco têm um impacto maior (72% do efeito indireto). Os idosos com níveis de escolaridade mais elevados são menos propensos a ser fumantes, a fazerem uso moderado de bebida alcoólica e a praticar atividades físicas regularmente e isso contribui para que tenham uma maior sobrevivência. Em parte, esse resultado pode ser explicado pelo fato dos mais escolarizados terem uma maior capacidade de incorporar em suas vidas comportamentos mais saudáveis, de ter acesso a recursos de saúde e medidas preventivas e de compreender que o uso exagerado de álcool e de tabaco, por exemplo, contribuem para um maior risco de morte.

Por fim, cabe ressaltar que além das limitações apresentadas no capítulo 2 e que estão relacionadas com características da base de dados, pode-se acrescentar uma outra limitação que diz respeito ao tamanho da amostra e não à metodologia aplicada para as análises propostas neste capítulo. Conforme descrito nos aspectos metodológicos, o tamanho relativamente pequeno da amostra não permitiu analisar como as taxas de mortalidade por nível de escolaridade evoluem em função da idade, verificando assim se os diferenciais de mortalidade encontrados no município brasileiro analisado reduzem com a idade, como nos Estados Unidos e em vários países e regiões da Europa. Além da interação entre idade e escolaridade não ter sido significativa, a inclusão dessa interação prejudicou a eficiência das estimativas e, portanto, não foi considerada nos modelos multivariados. Assim, não se pode concluir se esse resultado é apenas uma consequência do tamanho reduzido da amostra ou, se de fato, essas interações não são significativas no Brasil.

Adicionalmente, não é possível determinar quem são os 34% do efeito residual/marginal da educação sobre a mortalidade. Além dos mecanismos intervenientes considerados nesta tese (variáveis que compõem o Bloco 2), a FIG. 4 mostra que outros fatores relacionados às dimensões psico-sociais, às condições de trabalho, às características da residência, à capacidade de otimizar recursos, à exposição a ambientes vulneráveis, entre outros, podem também alterar o impacto dessa relação entre educação e mortalidade nas idades avançadas. No entanto, o Estudo SABE não dispõe dessas informações para uma



análise mais detalhada e sugere-se que o impacto desse efeito no conjunto da relação analisada seja interpretado como residual.

O modelo conceitual adotado poderia ainda ter levado em consideração condições socioeconômicas na infância, uma vez que, alguns estudos (Mare, 1986; Lynch *et al*, 1984) mostram que pessoas que tinham pai/mãe com alta escolaridade e com *status* ocupacional elevado são mais propensas a adquirir maiores níveis de escolaridade, melhores condições de saúde e estilo de vida mais saudável quando adultos e idosos. Mas, infelizmente, a base de dados utilizada não dispunha de informações socioeconômicas dos pais quando os idosos eram crianças. Como, possivelmente, os mais fracos já morreram (seletividade) e, espera-se então que essa associação entre escolaridade e aspectos socioeconômicos dos pais na infância seja mínima entre a população idosa, acredita-se que não ter considerado essas informações no modelo conceitual adotado não prejudicou a significância dos resultados apresentados neste capítulo.

## 5. CONDIÇÕES DE VIDA NA INFÂNCIA E MORTALIDADE NAS IDADES AVANÇADAS

O termo 'condições de vida na infância' ou 'condições no início da vida' tem sido amplamente utilizado pela literatura para se referir a um conjunto heterogêneo de fatores constituído pelo estado nutricional desde o útero até a infância, o crescimento e o desenvolvimento fisiológico do indivíduo nos primeiros anos de vida, a exposição e contração de doenças infecciosas e parasitárias, a experiência com ambientes estressantes e, mais genericamente, as experiências associadas às condições socioeconômicas da família quando o indivíduo adulto era criança (Monteverde, Noronha & Palloni, 2009).

Nas últimas décadas, uma série de estudos demográficos, médicos e epidemiológicos têm investigado a relação entre as condições sociais, econômicas e de saúde na infância e a sobrevivência nas idades mais avançadas. Segundo esses estudos, os indivíduos ou as coortes de indivíduos expostos a circunstâncias desfavoráveis na infância tendem a apresentar níveis de mortalidade mais elevados quando adultos ou idosos (Elo & Preston, 1992; Lundberg, 1993; Rahkonen, Lahelma & Huuhka, 1997; Mheen *et al*, 1998; Preston, Hill & Drevenstedt, 1998; Smith *et al*, 1998; Kuh *et al*, 2002; Beebe-dimmer *et al*, 2004; Hayward & Gorman 2004; Poppel & Liefbroer, 2005; Gagnon & Mazan, 2006; Naess, Claussen & Smith, 2007; Yi, Gu & Land, 2007).

A literatura destaca que esses trabalhos têm sido cada vez mais importantes para compreender os fatores associados ao aumento da longevidade, em especial entre a população idosa (Gagnon & Mazan, 2006). Além disso, a investigação dos determinantes associados às condições na infância e a sobrevivência nas idades avançadas traz subsídios importantes para o planejamento e a implantação de políticas sociais focadas nos primeiros anos de vida, como forma de garantir maiores ganhos de sobrevivência na fase adulta (Yi, Gu & Land, 2007).

Sendo assim, este capítulo tem como objetivos: (i) analisar a relação entre a mortalidade dos idosos e as condições socioeconômicas e de saúde na infância;

e, (ii) investigar se essa relação se mantém ou fica enfraquecida quando são consideradas nas análises variáveis que representam estilo de vida e condições sociais e econômicas adquiridas após os 15 anos de vida (fase adulta). Para atingir os objetivos propostos neste capítulo, na seção 5.1 é realizada uma revisão da literatura, onde são descritos os mecanismos teóricos diretos e indiretos que contribuem para a relação entre condições na infância e sobrevivência na fase adulta e os resultados de estudos já realizados. Na seção 5.2, são delineadas as estratégias metodológicas para verificar evidências empíricas de relações teóricas apresentadas na seção anterior. Na seção 5.3 são expostos os resultados das análises uni e multivariada. Por fim, na seção 5.4, apresenta-se uma breve discussão dos principais achados descritos na seção anterior.

## **5.1 As condições no início da vida como determinantes da mortalidade entre idosos**

### **5.1.1 A relação entre características na infância e sobrevivência nas idades avançadas: os mecanismos diretos e indiretos**

A partir das últimas décadas do século XX, estudos têm sido realizados para investigar se indivíduos expostos a condições socioeconômicas e de saúde adversas quando crianças apresentam maior ou menor sobrevivência na fase adulta ou nas idades mais avançadas. Segundo Preston, Hill & Drevenstedt (1998), existem pelo menos quatro mecanismos que relacionam condições na infância e mortalidade adulta (QUAD. 12) e esses mecanismos podem atuar diretamente, representando a influência fisiológica das condições de saúde quando criança na mortalidade adulta, e indiretamente quando associados a variáveis não fisiológicas.

**QUADRO 12 – Tipologia das relações entre condições na infância e risco de mortalidade na fase adulta.**

Direção da relação	Direta (fisiológica)	Indireta (relacional)
<i>Positiva</i>	<i>scarring</i> ou efeito colateral	Condições do meio / ambiente
<i>Negativa</i>	Imunidade adquirida	Seleção (características a nível individual)

Fonte: Preston, Hill & Drevenstedt (1998).

Ao atuar diretamente, os mecanismos poderiam produzir uma associação positiva ou negativa nos riscos de mortalidade na fase adulta. Na associação positiva – *scarring* ou efeito colateral – condições adversas e doenças adquiridas na infância podem diminuir a probabilidade de sobrevivência nas idades mais avançadas. Por exemplo, baixo peso ao nascer e subnutrição nos primeiros anos de vida pode resultar em prejuízos fisiológicos. Além de prejudicar o desenvolvimento integral de órgãos funcionais, a má nutrição na infância pode tornar os indivíduos, quando adultos, mais vulneráveis a doenças não transmissíveis, especialmente doenças cardiovasculares e diabetes, contribuindo assim para um maior risco de morte (Fogel, 1991; Christensen & Vaupel, 1996; Barker *et al*, 1989; Barker, 1990; Finch & Crimmins, 2004).

Fridlitzius (1989) coloca que os indivíduos que foram expostos a certas doenças na infância, como tuberculose, sarampo, hepatite e doenças reumáticas crônicas do coração, ainda que passem um longo período livre de sintomas, estariam sujeitos a uma imunidade reduzida quando idosos. Elo & Preston (1992) acrescenta que infecções respiratórias adquiridas na infância, como resfriados, asma e pneumonias, aumentam as chances para que doenças pulmonares obstrutivas crônicas se desenvolvam na vida adulta (por exemplo, bronquite crônica e enfisema pulmonar). Segundo os autores, a partir do momento que os vírus (principais agentes etiológicos que causam infecções respiratórias) atacam as vias aéreas, quando os pulmões da criança ainda estão se desenvolvendo, é bastante plausível que, clinicamente, infecções graves possam ter efeitos duradouros e até contribuir para a mortalidade na fase adulta.

Por sua vez, a relação negativa está associada à imunidade adquirida pelo indivíduo ao longo da vida. Indivíduos sobreviventes que foram freqüentemente expostos a certas doenças na infância – como gripe, asma e varíola – podem apresentar risco de morte na fase adulta menor que aqueles que foram expostos a ambientes mais saudáveis. Segundo essa hipótese, a exposição sucessiva a enfermidades pode aumentar a função auto-imune e reduzir o risco de morte (Elo & Preston, 1992; Jenkins *et al*, 1994; Costa, 2000; Gagnon & Mazan, 2006; Yi, Gu & Land, 2007).

Quanto à direção da relação indireta entre condições na infância e mortalidade, esta também pode ser positiva ou negativa. Os mecanismos indiretos que apresentam associações positivas podem estar correlacionados às condições do meio em que os indivíduos vivem. Aqueles que nasceram sob circunstâncias favoráveis – por exemplo, com pai/mãe pertencente a classes ocupacionais de melhor *status*, alimentação saudável disponível, que morou em áreas menos expostas a epidemias e/ou que teve acesso à educação e a serviços de saúde de qualidade – tendem a reter as vantagens ao longo da vida e são mais suscetíveis a ganhos no número médio de anos vividos na fase adulta e na velhice. Em outras palavras, a relação positiva indireta indica que os indivíduos que experimentaram, na infância, condições adversas relacionados ao meio tendem a apresentar maior risco de mortalidade nas idades adultas (Poppel & Liefbroer, 2005; Gagnon & Mazan, 2006; Naess, Claussen & Smith, 2007; Yi, Gu & Land, 2007). Por outro lado, as associações negativas estão relacionadas à seletividade da mortalidade, ou seja, independentemente das condições de vida, os indivíduos mais frágeis morrem quando jovens e só sobrevivem às idades mais avançadas os mais fortes (Elo & Preston, 1992; Preston, Hill & Drevenstedt, 1998; Horiuchi & Wilwoth, 1998; Gagnon & Mazan, 2006; Yi, Gu & Land, 2007).

### **5.1.2 Estudos empíricos: uma revisão dos principais resultados**

A importância das condições no início da vida para a mortalidade na fase adulta tem sido estudada em diferentes países. No geral, os trabalhos utilizam variáveis que representam condições específicas do indivíduo na infância e analisam a sua relação com a sobrevivência nas idades adultas e mais avançadas. Os resultados

mostram que um mecanismo ou uma interação entre os mecanismos apresentados na subseção anterior (QUAD. 12) podem contribuir significativamente para explicar os diferentes riscos de mortalidade na fase adulta (Elo & Preston, 1992).

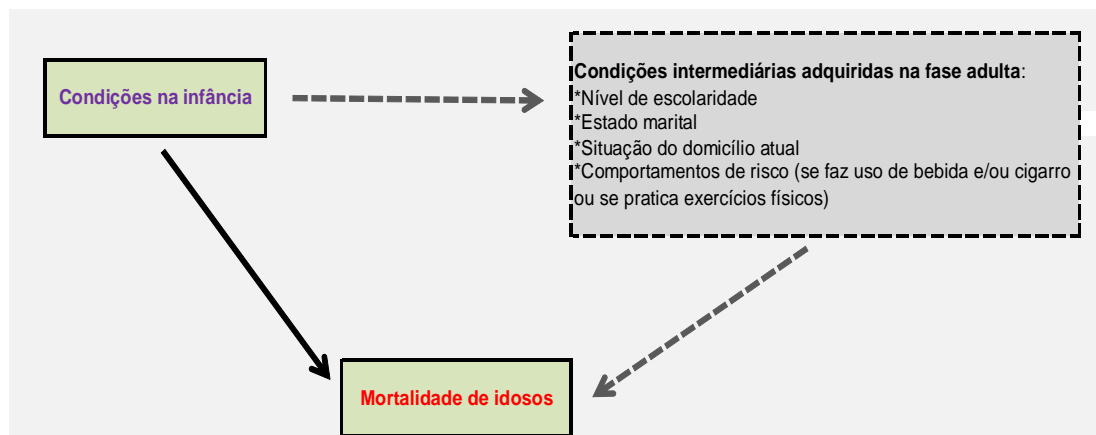
Os primeiros trabalhos realizados tinham como hipótese que a má nutrição materna durante a gestação e/ou do indivíduo durante os primeiros anos de vida podia resultar em prejuízos fisiológicos e deterioração de órgãos funcionais, aumentando, assim, o risco de mortalidade na fase adulta (Finch & Crimmins, 2004). Nesses estudos, quando informações sobre a nutrição da mãe, no período da gravidez, ou da criança, nos primeiros anos de vida, não estavam disponíveis, utilizou-se a estatura do indivíduo, por ser uma característica intimamente ligada com a saúde e a ingestão nutricional na infância (Wadsworth, 1986). Um dos primeiros trabalhos realizados com base nessa hipótese foi publicado por Barker *et al* (1989). Por intermédio de uma pesquisa realizada com homens e mulheres ingleses de 50 anos e mais, os autores constataram que aqueles indivíduos que nasceram com baixo peso, associados à desnutrição materna, apresentaram maior risco de mortalidade por doenças cardiovasculares nas idades mais avançadas. Segundo os autores, os resultados sugerem que distúrbios temporários na alimentação, em particular durante alguns períodos na fase fetal, podem ter efeitos sobre a saúde e a mortalidade na fase adulta e, nem sempre, melhores condições adquiridas ao longo da vida compensam os efeitos negativos provenientes desses distúrbios.

Fogel (1991), utilizando informações do século XIX, investigou a importância das condições de vida na infância sobre a mortalidade de adultos nos Estados Unidos, levando em consideração a estatura do indivíduo quando adulto. Entre os resultados, ele destaca que houve um aumento da altura entre a população adulta americana ao longo do século em análise e esse aumento foi acompanhado por melhorias nas condições socioeconômicas desses adultos quando eles tinham até 15 anos de idade. O autor acrescenta que esse fato pode ter reduzido a mortalidade adulta dos Estados Unidos, nesse período, em aproximadamente 60%. Ao concluir, Fogel (1991) destaca que o incremento na estatura da população americana estudada pode ser tanto o resultado de uma melhor

nutrição quanto devido à menor prevalência de morbidades na infância. Ao olhar apenas para as alturas, é difícil separar o efeito da nutrição do efeito da doença. Sendo assim, é importante incluir na análise outros indicadores de condições no início da vida, como condições socioeconômicas dos pais e número de doenças adquiridas nos primeiros anos de vida.

Outra parte considerável dos estudos tem analisado a relação entre condições na infância e sobrevivência nas idades adultas com base em variáveis sociais, econômicas e do meio que a criança cresceu. Como o efeito das condições na infância sobre a mortalidade na velhice pode ser mediada por condições intermediárias adquiridas na fase adulta (Hayward & Gorman, 2004; Gagnon & Mazan, 2006), alguns desses trabalhos procuraram investigar também se a relação entre mortalidade e condições na infância se mantém ou fica enfraquecida, quando são inseridas nas análises variáveis que representam o estilo de vida e, principalmente, as condições socioeconômicas adquiridas após os 15 anos de idade (FIG. 8).

**FIGURA 8 – A relação entre condições na infância e mortalidade, mediada por condições intermediárias adquiridas na fase adulta (após os 15 anos de idade)**



Fonte: Elaboração própria com base nas hipóteses teóricas apresentadas por Hayward & Gorman (2004) e Gagnon & Mazan (2006).

Nota: As setas pontilhadas indicam que eventos ocorridos após os 15 de anos de idade podem alterar o impacto das condições na infância sobre a mortalidade de idosos. Por outro lado, a seta contínua indica que existe uma relação direta entre condições na infância e mortalidade nas idades avançadas, mesmo que condições intermediárias adquiridas na fase adulta sejam controladas.

Utilizando dados de um estudo longitudinal, Mare (1986), por exemplo, analisou os efeitos das condições socioeconômicas no início da vida sobre a mortalidade adulta entre homens de 45 a 76 anos residentes nos Estados Unidos entre 1966 e 1983. Com base na informação sobre a ocupação do pai quando esses homens tinham 15 anos, observou-se que os filhos de trabalhadores rurais tiveram mortalidade 73% superior ao dos filhos de trabalhadores que ocupavam cargos de gestão ou administrativos. Essa diferença continuou significativa, mas caiu para 11%, quando a raça e o nível de escolaridade do indivíduo no momento da pesquisa são inseridos no modelo. O autor destaca que esse efeito da ocupação do pai sobre a mortalidade do filho na fase adulta pode ser explicado pelo fato de que indivíduos com status socioeconômico mais elevado na infância tendem a adquirir maior educação, maior acesso a serviços de saúde e comportamentos mais saudáveis, reduzindo assim o seu risco de morte quando adultos.

Lynch *et al* (1994) analisaram o impacto de condições socioeconômicas na infância e na fase adulta sobre a mortalidade de homens finlandeses com idades entre 42 e 60 anos, pressupondo que a mobilidade social, ao longo da vida, pode interferir na sobrevivência na fase adulta. No geral, os resultados mostram que os indivíduos que tiveram infância pobre e melhoraram de *status* social na fase adulta têm riscos semelhantes àqueles com infância e fase adulta caracterizada por condições socioeconômicas favoráveis. Por outro lado, homens que tiveram infância e fase adulta pobre apresentaram risco de mortalidade duas vezes maior do que aqueles em melhores condições quando crianças e adultos. Resultados semelhantes foram apresentados por Kuh *et al* (2002), para a população com idades entre 26 e 54 anos residente em 1971 na Inglaterra, Escócia e País de Gales e por Luo & Waite (2005), utilizando dados de um estudo longitudinal realizado entre americanos com 50 anos e mais. Todos esses estudos sugerem que as condições favoráveis adquiridas na idade adulta podem compensar as desvantagens herdadas por uma infância com condições precárias.

Outro trabalho realizado também nos Estados Unidos e que apresenta resultados importantes, especialmente por focar a população mais idosa, foi publicado por Preston, Hill & Drevenstedt (1998). Este estudo teve como objetivo investigar as condições sociais e econômicas na infância para prever a probabilidade de



sobrevivência entre os afro-americanos com 85 anos e mais nascidos no início do século XX. Os resultados mostram que ter pai e mãe analfabetos, morar em localidades com alta densidade populacional e ter tido pai ausente no domicílio quando criança são fatores que contribuíram para o aumento da mortalidade desses indivíduos entre os 5 e os 85 anos de idade. Com base nesses resultados, os autores concluem que, na população em estudo, a relação entre condições na infância e mortalidade na idade adulta tende a ser mais positiva do que negativa, ou seja, o meio e as condições socioeconômicas anteriores à vida adulta tiveram papel mais importante para a sobrevivência dos idosos analisados, do que a imunidade adquirida ou a seletividade da mortalidade. Resultados parecidos foram observados por Kermack, McKendrick & McKinlay (2001) em estudo utilizando dados da Inglaterra, País de Gales, Escócia e Suécia. Os autores observaram que os adultos e idosos provenientes de coortes de nascimento que experimentaram condições ambientais e socioeconômicas desfavoráveis nos seus primeiros 15 anos de vida apresentaram níveis de mortalidade mais elevados na fase adulta e idosa. O mesmo estudo concluiu que melhorias realizadas durante a infância tiveram maior impacto sobre a sobrevivência dos indivíduos nas idades mais longevas do que melhores condições alcançadas somente na fase adulta.

Também utilizando dados da população idosa americana, Hayward & Gorman (2004) destacam, entre os resultados, que os idosos do sexo masculino que cresceram em áreas rurais ou que a mãe não trabalhava apresentaram taxas de mortalidade significativas e 20% inferiores à dos idosos que cresceram em cidades com mais de 100.000 habitantes ou que a mãe trabalhava fora. Filhos de pais com *status* ocupacional mais elevado experimentaram maior sobrevivência do que filhos de operários assalariados. Observou-se também uma maior sobrevivência entre aqueles onde pelo menos o pai ou a mãe tinha naturalidade estrangeira e entre aqueles que tinham o pai biológico na composição da sua família (ter a mãe e o padrasto ou somente a mãe não foi significativo). Esses resultados foram pouco alterados quando variáveis sociais e econômicas (estado marital e nível de escolaridade) na fase adulta foram incluídas no modelo. Porém, ao introduzir na análise informações que representavam comportamentos de risco (fumar, beber e obesidade), a relação entre condições na infância e mortalidade

nas idades avançadas foi substancialmente alterada: as variáveis ocupação do pai, ter tido mãe trabalhando fora de casa e morar em área rural ou urbana quando criança deixaram de ser significativas. Apenas a naturalidade dos pais continuou significativa e teve o seu risco pouco alterado (ser filho de pais estrangeiros reduz em 18% o risco de morte). Os autores acrescentam que no estudo realizado não foi possível determinar com clareza quais dos mecanismos apresentados por Preston, Hill & Drevenstedt (1998) contribuem com maior propriedade para a sobrevivência dos idosos americanos nas idades mais avançadas, mesmo porque não foi possível incluir na análise variáveis que representassem condições de saúde na infância.

Pesquisa semelhante ao de Hayward & Gorman (2004) foi realizada por Yi, Gu & Land (2007) com idosos residentes na China. Os autores observaram que melhores condições socioeconômicas durante a infância aumenta a expectativa de vida da população chinesa com 80 anos e mais, em até quatro anos. Entre os resultados, os autores destacam que, diferentemente do que foi observado por Hayward & Gorman (2004), homens e mulheres chineses que viveram em áreas urbanas quando crianças apresentaram menor risco de mortalidade, em comparação com aqueles que moravam em localidades rurais. Segundo Yi, Gu & Land (2007), esse resultado pode ser explicado pelas diferenças nas condições socioeconômicas das áreas rurais e urbanas na China no início do século XX, com desvantagens para a área rural. Contudo, depois que variáveis de controle são inseridas no modelo (tais como situação do domicílio atual, estado marital, primeira ocupação, se é fumante, se bebe ou se pratica exercícios físicos), todas as variáveis que representam características socioeconômicas na infância perdem significância estatística.

Santos *et al* (2010), em estudo que teve como objetivo avaliar o impacto que a origem rural tem sobre a saúde e a sobrevivência dos idosos residentes no município de São Paulo entre 2000 e 2006, observaram também que o risco de morte (controlado por idade, sexo, renda e escolaridade) para idosos que viveram em áreas rurais quando criança foi 59% maior do que aqueles provenientes de áreas urbanas ( $p = 0,02$ ). Segundo os autores, como as grandes mudanças na mortalidade no início do século XX foram devidas principalmente pela atuação de

inovações médicas e de saúde pública, do que efetivamente do aumento nos padrões de vida ou melhora nos níveis nutricionais da população, esse resultado sugere que a urbanização proporcionou maior acesso dos indivíduos aos serviços de saúde e saneamento e isso pode ter gerado um efeito sobre a sobrevivência da população com 60 anos e mais analisada.

Ao contrário do que foi observado na maioria dos estudos, os resultados preliminares publicados por Poppel & Liefbroer (2005) mostram que a relação entre condições sociais e econômicas na infância e a sobrevivência na vida adulta não foi significativa entre idosos holandeses nascidos no período 1820-1922. No entanto, os autores chamam a atenção para uma possível seletividade ao considerar a variável 'sem mãe após 1 ano de idade'. Entre os adultos jovens, àqueles que perderam a sua mãe durante o primeiro ano de vida experimentaram risco de mortalidade mais alta, mas esse padrão se inverte após os 65 anos. Esse resultado é significativo apenas entre os homens e pode ser explicado pela hipótese de seleção. As crianças que foram privadas de sua mãe durante o primeiro ano de suas vidas correm um risco de mortalidade mais elevado durante os primeiros anos da infância. Pode ser que só os mais fortes sobrevivem, e ao atingir a velhice apresentam uma chance de sobrevivência relativamente maior quando comparados com aqueles idosos que não perderam a mãe no primeiro ano de vida. Vale comentar que nesse estudo, Poppel & Liefbroer (2005) não utilizam em suas análises variáveis que representam fatores associados à vida adulta.

Há ainda trabalhos que mostram evidências da relação entre morbidade na infância e mortalidade na fase adulta. Bengtsson & Lindström (2000, 2003), ao usar dados de quatro freguesias rurais do sul da Suécia, no período 1760-1894, verificaram que quanto maior foi a carga de doenças experimentada na infância, mais elevada foi a mortalidade nas idades entre 55 e 80 anos, especialmente por doenças infecciosas das vias aéreas. No mesmo estudo, o acesso à nutrição, durante o estágio fetal e nos primeiros anos de vida, não se mostrou relacionado com a mortalidade de adultos e idosos. Costa (2000) concluiu que a redução de doenças infecciosas na infância é um determinante importante para o declínio da prevalência de doenças crônicas e do risco de mortalidade entre militares

aposentados americanos, com idades entre 50 e 74 anos. Finch & Crimmims (2004) também observaram que a queda do risco de adquirir doenças infecciosas na infância contribuiu para uma maior sobrevivência da população idosa sueca nascida no século XVIII.

O artigo de Gagnon & Mazan (2006) evidenciou, com base em informações históricas da província canadense de Quebec, que os indivíduos que estiveram expostos a doenças infecciosas quando crianças ou que nasceram em períodos marcados por epidemias (altas taxas de mortalidade infantil) apresentaram mortalidade nas idades adultas e mais avançadas semelhante aos indivíduos nascidos em períodos cuja carga de doenças durante a infância foi menos impactante. Para os autores, esse resultado sugere que uma associação negativa entre condições na infância e mortalidade na fase adulta não tem relevância para a população quebequense. Se houvesse seleção ou imunidade adquirida, aqueles que foram frequentemente expostos a doenças ou nasceram em períodos marcados por altos níveis de mortalidade infantil e sobreviveram apresentariam mortalidade adulta mais baixa. Sendo assim, a explicação mais plausível para os resultados observados é a ocorrência de melhorias nas condições de vida no período que beneficiaram tanto os adultos jovens quanto os idosos.

Recentemente, Quaranta & Bengtsson (2011) realizaram um estudo que teve como objetivo investigar se os resultados apresentados por Bengtsson & Lindström (2000, 2003) persistem até o século XX, apesar das mudanças observadas na mortalidade. Os dados de cinco paróquias localizadas no sul da Suécia, para o período 1830-1968, mostra, mais uma vez, que a carga de doenças durante a infância representa papel importante na sobrevivência dos indivíduos nas idades adultas e a relação, para a população analisada, tende a ser direta e positiva nas idades mais avançadas. No entanto, esse padrão pode variar segundo sexo ou coortes de nascimento. Por exemplo, para as mulheres suecas nascidas entre 1830 e 1879, a relação de *scarring* ou efeito colateral não teve nenhum impacto sobre a sobrevivência entre 30 e 70 anos. Já para aquelas nascidas entre 1880 e 1918, esse mecanismo contribuiu para que o risco de morte dessas mulheres fosse 57% maior. Entre os homens, a associação direta e positiva entre condições na infância e mortalidade é predominante a partir dos 57

anos e elevou o risco de morte em 74% para aqueles nascidos entre 1880 e 1918. Mais uma vez, a disponibilidade de alimentos durante a fase fetal e nos primeiros anos de vida não se mostrou relacionado com a mortalidade da população com 50 anos e mais.

Em suma, apesar da complexidade da relação entre os mecanismos descritos por Preston, Hill & Drevenstedt (1998), os estudos apresentados nesta subseção demonstram que os indivíduos que nasceram sob condições sociais, econômicas e/ou de saúde favoráveis, carregam consigo algumas dessas vantagens ao longo da vida e essas vantagens podem influenciar a sobrevivência na fase adulta (Hayward & Gorman, 2004).

## **5.2 Aspectos metodológicos**

### **5.2.1 Variáveis explicativas**

As variáveis explicativas foram escolhidas, dentre as informações disponíveis na SABE, tendo em vista a tipologia das relações entre condições na infância e risco de mortalidade na fase adulta apresentada por Preston, Hill & Drevenstedt (1998) – QUAD. 12 – as hipóteses teóricas apresentadas por Hayward & Gorman (2004) e Gagnon & Mazan (2006) – FIG. 8 – e as informações comumente utilizadas pela literatura internacional dentro dessa temática.

Além disso, todas as variáveis explicativas consideradas, exceto idade, referem-se a informações declaradas pelo idoso na primeira entrevista em 2000 (*baseline*). Dessa forma, toda a análise foi realizada sob o pressuposto de que essas características se mantiveram constantes até a data da morte ou até a data da segunda entrevista. Adicionalmente, uma análise descritiva prévia foi realizada com todas as variáveis selecionadas buscando uma melhor categorização das mesmas e níveis elevados de casos *missing*. As variáveis que apresentaram *missing* acima de 8% não foram consideradas na análise, pois prejudicariam a estimação dos modelos, dado o tamanho da amostra. Isto aconteceu com algumas variáveis importantes, tais como: altura e peso (11,6% de *missing*), que permitiriam calcular o Índice de Massa Corporal (IMC), importante indicador do

estado nutricional dos idosos; e a quantidade de anos que deixou de fumar (29,7% de missing), para diferenciar melhor o risco de morte dos idosos ex-fumantes dos que nunca fumaram.

Ao final, foram selecionadas 15 variáveis, acreditando-se serem as mais pertinentes e comumente utilizadas pela literatura para analisar a relação entre mortalidade e condições nos primeiros anos de vida. A descrição dessas variáveis e as respectivas categorias são apresentadas nos parágrafos subseqüentes.

- Características demográficas básicas: nacionalidade, idade e sexo (QUAD. 13) são características próprias dos indivíduos e, por não serem passíveis de intervenções, estarão presentes em todos os modelos propostos, independente da sua significância estatística.

#### **QUADRO 13 – Variáveis explicativas que representam características demográficas da população idosa**

Variável	Descrição*	Categorização
Nacionalidade	O(a) sr(a) nasceu no Brasil? (A2)	Sim Não
Grupos de idade	Ano de nascimento (A1a) Ano do óbito (dtobito) Ano da primeira entrevista (entrev_ANO1) Ano da segunda entrevista (entrev_ANO2)	60 a 69 anos (sexagenários) 70 a 79 anos (septuagenários) 80 anos e mais
Sexo	Sexo do entrevistado (C18)	Homem Mulher

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

A variável nacionalidade é composta por duas categorias: brasileiro (referência) e estrangeiro. A variável idade foi dividida em três grupos de idade: 60 a 69 anos ou sexagenários (referência); 70 a 79 anos ou septuagenários; e 80 anos e mais. Por fim, a variável sexo é dicotômica e a categoria de referência é a população masculina.

- Condições no início da vida: para analisar a relação entre as condições na infância e sobrevivência nas idades mais avançadas, foram consideradas as

seguintes informações, todas referentes aos 15 primeiros anos de vida (QUAD. 14): se, em algum momento, não comeu o suficiente ou passou fome (*Passou fome?*); *situação econômica da família*; local de residência (*Viveu no campo?*); *auto-avaliação da saúde*; e, se ficou na cama por um mês ou mais devido a algum problema de saúde (*Acamado*).

#### QUADRO 14 – Variáveis explicativas que representam condições na infância dos idosos

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Passou fome?</i>	Durante os primeiros 15 anos da sua vida, o(a) sr(a) diria que houve algum tempo em que não comeu o suficiente ou passou fome? (C30)	Sim Não
<i>Situação econômica da família</i>	Como o(a) sr(a) descreveria a situação econômica de sua família durante a maior parte dos primeiros 15 anos de sua vida? (C26)	Boa Regular/Ruim
<i>Viveu no campo?</i>	Desde que o Sr(a) nasceu até os 15 anos, viveu no campo por 5 anos ou mais? (A4b)	Sim Não
<i>Auto-avaliação da saúde</i>	Durante a maior parte dos primeiros 15 anos da sua vida, o(a) sr(a) descreveria sua saúde naquela época como: (C27)	Excelente/Boa Ruim
<i>Acamado</i>	Durante os primeiros 15 anos da sua vida ficou na cama por um mês ou mais devido a algum problema de saúde? (C29)	Sim Não

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

A primeira variável intitulada como *passou fome?* foi analisada segundo duas categorias: sim (referência) e não. Essa informação pode não só refletir maiores riscos de mortalidade na fase adulta, pois problemas com a alimentação na infância podem prejudicar o desenvolvimento de células e órgãos e contribui para que os indivíduos sejam mais vulneráveis a doenças crônicas (Steckel, 1995; Costa 2000), como também pode estar relacionada com as dificuldades socioeconômicas experimentadas pelo idoso no início da vida (Elo & Preston, 1992).

A *situação econômica da família*, categorizada como: boa (referência) e regular/ruim, possibilita observar se os idosos que nasceram sob circunstâncias favoráveis tendem a reter essas vantagens ao longo da vida e são mais

suscetíveis a ganhos no número médio de anos vividos na velhice. Como o banco de dados não dispunha de informações consideradas pela literatura como mais apropriadas, tais como ocupação e educação do pai/mãe, renda da família ou se teve acesso a serviços de saúde e educação nos primeiros anos de vida, essa questão está sendo empregada como uma *proxy* dessas informações.

A terceira variável (*Viveu no campo?*) tem como base se o idoso viveu em áreas rurais por 5 anos ou mais, até completar 15 anos de idade (sim – categoria de referência – ou não). O local de residência, se urbana ou rural, nos primeiros anos de vida, tem sido considerado pela literatura internacional, como um indicador importante das condições socioeconômicas e ambientais na infância e de vulnerabilidade a certas doenças (Hayward & Gorman, 2004; Yi, Gu & Land, 2007; Santos *et al*, 2010). Segundo Preston, Hill & Drevenstedt (1998), essa variável pode ser também utilizada, quando for o caso, como uma *proxy* da densidade populacional.

Para finalizar o bloco de variáveis referentes às condições no início da vida, as variáveis *auto-avaliação da saúde* (excelente/muito boa/boa – categoria de referência – e regular/ruim) e se esteve *acamado* por um mês ou mais em algum momento na infância (sim – categoria de referência – ou não) estão sendo utilizadas como *proxies* das condições de saúde e do acesso a serviços médicos nos primeiros anos de vida (Lima-Costa, Firmo & Uchoa, 2004). Essas informações não só podem trazer indícios de uma possível relação direta e positiva entre condições na infância e mortalidade nas idades avançadas, como também poderá indicar se idosos expostos a condições de saúde vulneráveis quando crianças podem ter aumentado a sua função auto-imune e, portanto, tendem a apresentar menores riscos de mortalidade na fase adulta.

- *Condições sociais e econômicas e estilo de vida adquiridos na fase adulta:* segundo alguns estudos (Lynch *et al*, 1994; Kuh *et al*, 2002; Hayward & Gorman, 2004; Luo & Waite, 2005; Yi, Gu & Land, 2007), o risco de morte associado às condições desfavoráveis na infância pode ser mediado pelo estilo de vida corrente e pela posição social e econômica adquirida na idade adulta. Segundo Gagnon & Mazan (2006), como esses fatores podem alterar o impacto das condições de vida na infância sobre a mortalidade de idosos, sempre que possível, devem ser



levados em consideração nas análises que tem como foco a relação entre condições pregressas e mortalidade na velhice. Para verificar se isso acontece com a população em estudo, nas análises foram consideradas as seguintes características adquiridas na fase adulta: o nível de escolaridade; se tem casa própria; o estado nutricional; o estado marital; o hábito de fumar; se faz uso de bebida alcoólica; e, a prática de atividades físicas (QUAD. 15).

**QUADRO 15 – Variáveis explicativas que representam características sócio-econômicas e de estilo de vida da população idosa**

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Nível de escolaridade</i>	Número de anos de estudo (A5a, A5b, A6)	Nenhum 1 a 7 anos 8 anos e mais
<i>Tem casa própria?</i>	Esta casa é: (J2)	Sim Não
<i>Estado nutricional</i>	Com relação a seu estado nutricional o(a) sr(a) se considera bem nutrido? (C22i)	Bem nutrido Não está bem nutrido
<i>Estado Marital</i>	Situação conjugal (A13a, A15, A16)	Casado Divorciado/Separado Viúvo Solteiro
<i>Hábito de fumar</i>	O(a) sr(a) tem ou teve o hábito de fumar? (C24)	Fuma atualmente Já fumou mais não fuma mais Nunca fumou
<i>Uso de álcool</i>	Nos últimos três meses, em média, quantos dias por semana tomou bebida alcoólica? (C23) Nos últimos três meses, nos dias em que tomou bebida alcoólica, foram quantos copos, em média, por dia?	Não faz uso Faz uso
<i>Prática de atividade física</i>	Nos últimos 12 meses, tem feito exercícios ou realizado atividades físicas vigorosas regularmente, 3 vezes por	Sim Não

Fonte: Elaboração própria.

Nota: \*Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

A variável *nível de escolaridade*, segundo anos de estudo (nenhum – categoria de referência – 1 a 7 anos e 8 anos ou mais), foi escolhida como indicador do status socioeconômico na fase adulta, porque essa medida tende a se fixar quando o indivíduo é adulto, está relacionada com outras dimensões socioeconômicas (como renda e ocupação), pode influenciar comportamentos saudáveis e é uma informação facilmente disponível para todos os indivíduos (Liberatos, Link &

Kelsey, 1988; Feldman *et al*, 1989; Preston & Taubman, 1994; Christenson & Johnson, 1995; Hummer, Rogers & Eberstein, 1998; Lauderdale, 2001; Huisman *et al*, 2005; Cardoso, 2006; Pérez & Turra, 2008; Pérez, 2010).

A posse da habitação é outro indicador econômico que tem sido utilizado nos estudos sobre mortalidade, especialmente quando subgrupos da população constituídos por mulheres casadas, idosos e/ou indivíduos que não estão no mercado de trabalho fazem parte do estudo. Representada pela variável *tem casa própria?* (sim – categoria de referência – ou não), essa informação está sendo tratada como uma medida representativa de riqueza acumulada (Grundy & Holt, 2001). Ao mesmo tempo, dado que uma maior quantidade de recursos econômicos pode contribuir para uma dieta/alimentação mais adequada e isso ainda pode ter impacto sobre a saúde, considerou-se também nas análises o *estado nutricional*, auto-declarado pelo idoso e categorizado como: bem nutrido (referência) e não está bem nutrido.

Segundo Hayward & Gorman (2004) e Yi, Gu & Land (2007), condições desfavoráveis na infância podem fazer com que os indivíduos tenham menos oportunidades para adquirir fortes ligações sociais na fase adulta, especialmente por meio do casamento. O “estar casado” normalmente indica a existência de um relacionamento estável, condição mínima para que se receba apoio social (Rosa, 2005). Além disso, conforme descrito no Capítulo 3, como o casamento pode ser seletivo, elegendo assim os indivíduos mais saudáveis, ou pode também proporcionar na fase adulta, entre aqueles menos saudáveis, proteção e ganhos na sua sobrevivência, o *estado marital* foi também considerado nos modelos. Nessa variável, os idosos foram classificados como: casado (categoria de referência), divorciado/separado, viúvo e solteiro.

Finalmente, os fatores de risco associados ao estilo de vida do idoso são representados pelas variáveis *hábito de fumar*, *uso de álcool* e *prática de atividades físicas* (QUAD. 3) e foram categorizadas conforme descrito no Capítulo 3. A primeira variável é constituída por três categorias (fuma atualmente – referência – já fumou, mas não fuma mais; e, nunca fumou), a segunda é dicotômica e tem como categoria de referência ‘não fazer uso de bebida alcoólica’, e, na terceira, os idosos foram divididos entre aqueles que realizaram

atividades físicas regularmente nos últimos 12 meses que antecederam à entrevista ('sim' – categoria de referência) e aqueles que não praticaram.

### 5.2.2 Modelagens propostas

As estratégias metodológicas utilizadas neste capítulo são semelhantes às empregadas no Capítulo 3 que analisou a relação entre estado marital e mortalidade de idosos residentes no município de São Paulo. Inicialmente, obteve-se o tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano), ou seja, o número de anos vividos por todos os idosos da amostra desde o momento que foram entrevistados pela primeira vez, em 2000, até o ano de sua morte ou até 2006, quando foi entrevistado pela segunda vez. Mais uma vez, utilizou-se a função *split* do programa STATA 9.0 que transforma cada indivíduo em um número de pseudo-indivíduos igual ao número de anos que estiveram expostos ao risco de morrer.

Em seguida, investigou-se isoladamente, com base em modelos de regressão de Poisson (Equação 5), a relação entre cada variável explicativa descrita na subseção 5.2.1 e a variável resposta ou dependente, representada pela condição de sobrevivência dos idosos (sobrevivente ou óbito). Assim como no Capítulo 3, as variáveis explicativas que apresentaram na análise univariada probabilidade de significância (p-valor) inferior a 0,20 foram consideradas elegíveis para comporem os modelos de regressão de Poisson multivariados.

Escolhidas as variáveis candidatas para comporem os modelos multivariados, três modelos foram estimados para examinar os efeitos das condições de infância sobre a mortalidade, levando-se em consideração também as condições adquiridas na fase adulta (QUAD. 16). O primeiro modelo inclui as informações que representam condições no início da vida, bem como as características básicas demográficas representadas pelas variáveis: nacionalidade, idade, sexo e raça/cor. Ao Modelo 2 são adicionadas as condições sociais e econômicas adquiridas na fase adulta para verificar se elas afetam indiretamente o impacto das condições na infância sobre a mortalidade dos idosos. O terceiro modelo incorpora as variáveis que representam estilo vida e também tem como objetivo

avaliar se a relação entre as condições da infância e da mortalidade de adultos é alterada (FIG. 7). Por fim, estimou-se um quarto modelo que não inclui o bloco de variáveis sobre condições no início da vida. Esse quarto modelo representa estimativas tradicionais realizadas para analisar riscos de mortalidade, segundo condições socioeconômicas e estilo de vida na fase adulta. Ao ser analisado em conjunto com o Modelo 3 permitirá avaliar se os resultados dessas estimativas tradicionais estão sendo sub ou sobreestimados quando as condições na infância são omitidas (Hayward & Gorman, 2004).

**QUADRO 16 – Sequência de modelos estimados para a análise da relação entre condições na infância e mortalidade nas idades avançadas**

Variáveis explicativas	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<i>Características básicas demográficas</i>				
Nacionalidade	X	X	X	X
Idade	X	X	X	X
Sexo	X	X	X	X
<i>Condições no início da vida</i>	X	X	X	
<i>Condições na fase adulta</i>				
Condições sociais e econômicas		X	X	X
Estilo de vida			X	X

Fonte: Elaboração própria.

Assim como na maioria dos estudos apresentados na subseção 5.1.2, os modelos que se pretende avaliar serão compostos apenas por efeitos aditivos<sup>22</sup> e a análise dos resultados terá como base a magnitude das mudanças nas estimativas de parâmetros. Não será realizada uma avaliação formal se essas mudanças nas estimativas de parâmetros são estatisticamente significativas. Também não será objeto de análise deste capítulo explorar efeitos multiplicativos<sup>23</sup> que, por ventura, possam existir em decorrência da interação entre as variáveis explicativas.

Mais uma vez, para detectar uma possível existência de multicolinearidade em cada um dos modelos apresentados no QUAD. 16, analisou-se a matriz de

<sup>22</sup> Efeito aditivo significa que, em cada um dos modelos, está sendo considerado o efeito combinatório de duas ou mais variáveis independentes para explicar a variável que está sendo estudada.

<sup>23</sup> Provenientes da inclusão de interações, entre variáveis explicativas, no modelo.

correlação entre os pares de coeficientes estimados e não foram detectados problemas desse tipo. No QUAD. A4 (em anexo), a matriz citada é apresentada apenas para o modelo completo (Modelo 3). Ressalta-se que, para avaliar também possíveis problemas de multicolinearidade, foram estimados modelos alternativos de qualidade de ajuste semelhante e não foram observados valores díspares (até no sinal) nos coeficientes estimados para as mesmas variáveis, corroborando com o que já tinha sido observado nas matrizes de correlação.

## **5.3 Resultados**

### **5.3.1 Análise univariada**

No geral, a análise univariada (TAB. 17) evidencia que idosos do sexo masculino (RTM = 1,60 e  $p < 0,001$ ) apresentam taxas de mortalidade maiores quando comparados aos do sexo feminino. Observa-se também (TAB. 17) uma associação positiva e estatisticamente significativa entre mortalidade e idade, porém, a variável nacionalidade não se mostrou, isoladamente, um fator associado com a sobrevivência da população em estudo.

Com exceção das variáveis 'passou fome?', 'situação econômica da família' e 'acamado', as outras informações relacionadas com as condições na infância tiveram significância estatística. Quanto ao tipo de residência, a população idosa que viveu pelo menos 5 anos em área urbana, desde o nascimento até os 15 anos de idade, apresentou taxa de mortalidade 28% menor do que os idosos que residiram em área rural por mais de 5 anos nos 15 primeiros anos de vida. Ao contrário do que se esperava, os idosos que auto-avaliaram sua saúde na infância como regular/ruim apresentaram taxas de mortalidade menores do que aqueles idosos que declararam ter tido uma saúde excelente/muito boa/boa. No entanto, essa variável foi marginalmente significativa para considerá-la nos modelos multivariados ( $p = 0,197$ ).

**TABELA 17 – Distribuição relativa e análise univariada das variáveis selecionadas para analisar a relação entre condições na infância e mortalidade de idosos. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Frequência relativa	Análise univariada		
		Coefficiente	RTM	p-valor
<i>Nacionalidade</i>				
Brasileiro	91,1%	-		
Estrangeiro	8,9%	0,262	1,300	0,147
<i>Grupos de idade</i>				
Sexagenários	58,2%	-		
Septagenários	30,7%	0,567	1,763	<0,001
80 anos e mais	11,1%	1,462	4,315	<0,001
<i>Sexo</i>				
Homem	42,1%	-		
Mulher	57,9%	-0,465	0,628	<0,001
<i>Passou fome?</i>				
Sim	19,7%	-		
Não	80,3%	0,132	1,141	0,229
<i>Situação econômica da família</i>				
Boa	29,8%	-		
Regular/Ruim	70,2%	-0,045	0,956	0,666
<i>Viveu no campo?</i>				
Sim	62,6%	-		
Não	37,4%	-0,329	0,720	0,012
<i>Auto-avaliação da saúde</i>				
Excelente/Muito boa/Boa	94,1%	-		
Regular/Ruim	5,9%	-0,329	0,720	0,197
<i>Acamado</i>				
Sim	8,2%	-		
Não	91,8%	-0,006	0,994	0,972
<i>Nível de escolaridade</i>				
Nenhuma	21,0%	-		
1 a 7 anos	62,0%	-0,441	0,644	<0,001
8 anos ou mais	17,0%	-0,765	0,465	0,001
<i>Tem casa própria?</i>				
Sim	81,0%	-		
Não	19,0%	0,327	1,386	0,006
<i>Estado nutricional</i>				
Bem nutrido	93,0%	-		
Não está bem nutrido	7,0%	0,337	1,400	0,034
<i>Estado marital</i>				
Casado	58,3%	-		
Divorciado/Separado	8,1%	0,021	1,021	0,917
Viuvo	28,9%	0,299	1,349	0,013
Solteiro	4,7%	0,140	1,150	0,475
<i>Hábito de fumar</i>				
Fuma atualmente	16,3%	-		
Já fumou, mas não fuma mais	31,1%	-0,323	0,724	0,005
Nunca fumou	52,6%	-0,651	0,522	<0,001
<i>Uso de álcool</i>				
Não faz uso	68,0%	-		
Faz uso	32,0%	-0,274	0,760	0,035
<i>Prática de atividade física</i>				
Sim	26,9%	-		
Não	73,1%	0,841	2,318	<0,001
<i>Tamanho da amostra</i>				
			2.004	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota:

- RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.

- Na amostra total analisada: 33 idosos não souberam ou não responderam se passaram fome durante os primeiros 15 anos de vida; 24 não souberam ou não responderam sobre a situação econômica da família durante a maior parte dos primeiros 15 anos de sua vida; 1 idoso não declarou se viveu no campo ou não quando criança; 17 não avaliaram a sua saúde quando crianças; 72 não responderam se ficaram acamados durante a infância; 16 não informaram a sua escolaridade; 1 não declarou estado marital, nem se tinha hábito de fumar ou se praticava atividade física; 3 não informaram se tem casa própria; 34 não auto-avaliaram o seu estado nutricional.

Conforme esperado, a TAB. 17 mostra ainda que, quanto maior é o nível de escolaridade, menor é a prevalência de óbitos. Os idosos com 1 a 7 anos e 8 anos e mais de estudo apresentaram, respectivamente, taxas de mortalidade 36%

e 54% inferiores às observadas para os idosos com nenhuma escolaridade ( $p < 0,01$ ). Não ter casa própria (RTM = 1,38 e  $p < 0,01$ ) foi outro indicador econômico que se mostrou estatisticamente significativo entre os idosos analisados. Resultado semelhante também foi observado para os idosos que auto-avaliaram o seu estado nutricional como ruim (RTM = 1,40 e  $p = 0,03$ ). Com relação ao estado marital, a taxa de mortalidade observada para os viúvos foi 35% maior ( $p < 0,01$ ) do que a experimentada pelos casados (grupo de referência). Para os outros estados maritais a razão relativa das taxas de mortalidade não foi estatisticamente significativa.

Adicionalmente, idosos que nunca fumaram possuem taxas de mortalidade igual a 0,52 vezes as taxas de mortalidade de idosos que faziam uso de tabaco ( $p < 0,01$ ) e idosos que não praticavam atividades físicas apresentaram taxas de mortalidade 2,31 vezes maior do que aqueles que praticavam regularmente exercícios físicos ( $p < 0,01$ ). O fato da população com 60 anos ou mais que fazem uso de álcool terem apresentado menores taxas de mortalidade do que aqueles idosos que não consomem bebida alcoólica pode estar relacionado com o volume e a frequência consumida. No entanto, optou-se por não desagregar a categoria 'faz uso de álcool' de tal forma que possíveis benefícios gerados pela ingestão de bebida alcoólica fossem melhor captados, em virtude do pequeno número de casos para o consumo considerado como prejudicial para a sobrevivência. Tendo em vista que entre a população analisada que faz uso de álcool, aproximadamente 90% consome bebida alcoólica dentro dos níveis considerados aceitáveis pelo CISA que podem contribuir para uma maior sobrevivência, é aceitável que esses idosos apresentem menores riscos de morte do que aqueles que não ingerem. Ou, conforme já dito no capítulo 3, na categoria de idosos que não fizeram uso álcool, estão tanto aqueles que nunca beberam como aqueles que por algum motivo de saúde, incapacidade, fragilidade ou uso de medicamento deixaram de ingerir bebida alcoólica e devido a essas condições de saúde mais vulneráveis esses indivíduos podem estar contribuindo para que o referido grupo tenha então um risco de mortalidade maior (Fuller, 2011).

### 5.3.2 Análise multivariada

Nesta subseção são apresentados os resultados dos modelos multivariados (TAB. 18) utilizados para a análise da relação entre condições na infância e mortalidade de idosos. Conforme descrito na subseção 5.2.2, as variáveis candidatas aos modelos multivariados foram aquelas que, na análise univariada (TAB. 17), apresentaram p-valor menor que 0,20.

**TABELA 18 – Resultados dos modelos multivariados estimados para analisar a relação entre condições na infância e mortalidade de idosos. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4			
	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	
<b>Características individuais</b>	<i>Nacionalidade</i>												
	Brasileiro	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
	Estrangeiro	-0,052	0,950	0,771	0,010	1,010	0,951	0,085	1,089	0,629	0,088	1,092	0,606
	<i>Grupos de idade</i>												
	Sexagenários	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
	Septagenários	0,592	1,808	<0,001 *	0,522	1,685	0,001 *	0,547	1,728	<0,001 *	0,547	1,727	<0,001 *
	80 anos e mais	1,503	4,497	<0,001 *	1,385	3,995	<0,001 *	1,363	3,909	<0,001 *	1,384	3,989	<0,001 *
<i>Sexo</i>													
Homem	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000		
Mulher	-0,536	0,585	<0,001 *	-0,681	0,506	<0,001 *	-0,648	0,523	<0,001 *	-0,651	0,521	<0,001 *	
<b>Condições no início da vida</b>	<i>Viveu no campo?</i>												
	Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
	Não	-0,228	0,796	0,052 **	-0,129	0,879	0,249	-0,101	0,904	0,370			
<i>Auto-avaliação da saúde</i>													
Excelente/Boa	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000		
Ruim	-0,272	0,762	0,286	-0,251	0,778	0,355	-0,218	0,804	0,418				
<b>Fase adulta</b>	<i>Nível de escolaridade</i>												
	Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
	1 a 7 anos				-0,219	0,803	0,030 **	-0,103	0,902	0,313	-0,122	0,885	0,194
	8 anos ou mais				-0,458	0,633	0,033 **	-0,269	0,764	0,194	-0,300	0,741	0,156
	<i>Tem casa própria?</i>												
	Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
	Não				0,303	1,354	0,014 **	0,265	1,303	0,025 **	0,258	1,294	0,031 **
	<i>Estado nutricional</i>												
	Bem nutrido	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
	Não está bem nutrido				0,387	1,472	0,016 **	0,221	1,247	0,141	0,203	1,225	0,169
	<i>Estado marital</i>												
	Casado	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
	Divorciado/Separado				0,114	1,121	0,600	0,080	1,084	0,686	0,092	1,096	0,633
	Viúvo				0,196	1,217	0,126	0,182	1,199	0,159	0,168	1,183	0,181
	Solteiro				0,276	1,318	0,143	0,267	1,306	0,123	0,222	1,248	0,164
	<i>Hábito de fumar</i>												
	Fuma atualmente	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Já fumou, mas não fuma mais							-0,459	0,632	0,002 *	-0,475	0,622	0,001 *	
Nunca fumou							-0,611	0,543	<0,001 *	-0,634	0,530	<0,001 *	
<i>Uso de álcool</i>													
Não faz uso	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000		
Faz uso							-0,273	0,761	0,031 **	-0,272	0,762	0,030 **	
<i>Prática de atividade física</i>													
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000		
Não							0,615	1,850	<0,001 *	0,622	1,862	<0,001 *	
<i>Tamanho da amostra</i>													
Constante		1,986			1,932			1,930			1,948		
Valor de F	-3,45		<0,001 *	-3,34		<0,001 *	-3,41		<0,001 *	-3,43		<0,001 *	
valor de p	59,22			33,11			25,83			31,97			
	<0,001			<0,001			<0,001			<0,001			

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: \*p-valor<0,01 \*\*p-valor<0,05 \*\*\*p-valor<0,10.  
RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.



Para o primeiro modelo (TAB. 18), que inclui as informações que representam condições no início da vida e as características demográficas básicas, apenas as variáveis 'nacionalidade' e 'auto-avaliação da saúde na infância' não se mostraram associadas com a mortalidade dos idosos em estudo. Os resultados indicam uma relação positiva e significativa entre idade e uma prevalência maior de óbitos do sexo masculino ( $p < 0,01$ ). Além disso, os idosos que viveram em áreas urbanas, no início da vida, apresentam taxas de mortalidade aproximadamente 20% menor do que aqueles que viveram em áreas rurais ( $p = 0,052$ ).

Quando variáveis que representam condições sócio-econômicas foram incorporadas na análise multivariada (Modelo 2), a variável 'viveu no campo' perdeu significância estatística. Os resultados do Modelo 2 sugerem ainda que a educação, o estado nutricional e ter casa própria exercem um efeito líquido sobre a mortalidade, independente das condições da infância. No cômputo geral, os idosos com maior número de anos de estudos, que possuem casa própria ou que avaliaram o seu estado nutricional positivamente apresentam maior sobrevivência.

No Modelo 3, quando foram consideradas também as variáveis que representam estilo de vida dos idosos, o tipo de residência na infância, se urbana ou rural, permaneceu sem significância estatística. Se por um lado, nesse mesmo modelo, a relação entre ter casa própria e a mortalidade permaneceu inalterada, por outro lado, o efeito da educação e do estado nutricional sobre a mortalidade deixou de ser significativo. Todas as variáveis de estilo de vida foram significativas. Assim como na análise univariada, idosos que não fazem uso de tabaco, que consomem bebida alcoólica e que praticam regularmente exercícios físicos apresentaram taxas de mortalidade menores do que aqueles que fumam, que não fazem uso de álcool e que não realizam atividades físicas.

Conforme descrito na subseção 5.2.2, o Modelo 4, ao ser analisado em conjunto com o Modelo 3, tem como objetivo verificar se os modelos utilizados tradicionalmente para analisar determinantes da mortalidade adulta estão sub ou sobreestimando as estimativas de mortalidade, quando as condições na infância não são levadas em consideração nas análises multivariadas (Hayward &

Gorman, 2004). Como pode ser visto na TAB. 18, quando as variáveis que representam informações do início da vida foram excluídas do Modelo 3, os efeitos das variáveis sócio-econômicas e de estilo de vida sobre a mortalidade quase não foram alteradas. Mudanças maiores foram observadas para a variável 'nível de escolaridade'. Não considerar condições na infância, parece subestimar o efeito da educação sobre a mortalidade quando se compara os mais com os menos escolarizados; porém as alterações são modestas e, conseqüentemente, as análises que têm como foco a relação entre mortalidade e educação, sem controlar por variáveis que representam condições sociais, econômicas e/ou de saúde na infância, não gera resultados tendenciosos.

## **5.4 Discussão**

Assim como nos estudos desenvolvidos por Hayward & Gorman (2004) e Yi, Gu & Land (2007), os resultados apresentados neste capítulo sugerem que características econômicas, sociais e de estilo de vida adquiridas ao longo da fase adulta podem atenuar possíveis desvantagens experimentadas na infância. Entre as variáveis que representam as condições de vida do idoso quando criança, somente o local de residência (rural ou urbano) se manteve como um fator associado à mortalidade nas idades mais avançadas, em algum dos modelos multivariados estimados.

Na primeira análise multivariada, quando foram consideradas apenas as variáveis demográficas e de condições na infância, observou-se uma relação negativa e significativa entre mortalidade e não ter vivido na área rural até completar os 15 anos de idade, ou seja, idosos que residiram em localidades urbanas quando crianças apresentaram menor prevalência de óbitos do que àqueles que viveram no campo. Segundo Preston, Hill & Drevenstedt (1998), em parte, isso pode ser explicado pelo fato das localidades urbanas apresentarem, especialmente no início do século XX, melhores condições socioeconômicas, ambientais e de menos vulnerabilidade para certas doenças. Por exemplo, quando os idosos hoje analisados eram crianças, medidas de saúde pública foram mais eficazes nas áreas urbanas do que nas rurais e contribuiu para uma menor propagação de doenças transmissíveis. Em longo prazo, o fato de esses idosos terem sido

menos expostos a doenças e epidemias pode ter colaborado para que sobrevivessem durante mais tempo, inclusive, com melhores condições de saúde. Sendo assim, com relação à tipologia apresentada no QUAD. 12, esse resultado pode estar indicando que a relação entre condições na infância e mortalidade nas idades avançadas é mais positiva do que negativa. Só não se pode dizer se essa relação positiva é devida principalmente a efeitos colaterais ou as condições do meio/ambiente, em virtude da natureza das informações utilizadas e da falta de dados para se fazer uma análise mais detalhada.

No entanto, depois de controlar separadamente pelas condições sócio-econômicas e de estilo de vida corrente, o efeito de ter vivido em localidades rurais nos primeiros anos de vida sobre o risco de mortalidade dos idosos deixou de ser estatisticamente significativo. Esse resultado é coerente com o que foi relatado por Yi, Gu & Land (2007), ao analisar a população idosa residente na China. Neste estudo, os autores concluem que as condições adquiridas na vida adulta agem, de maneira significativa, como fatores intermediários na relação entre características sócio-econômicas e de saúde nos primeiros anos de vida e mortalidade nas idades mais avançadas.

Os achados sugerem também que estudos que têm como objetivo analisar os determinantes da mortalidade entre idosos, sem controlar por variáveis que representam condições sociais, econômicas e/ou de saúde na infância, não apresentam estimativas tendenciosas. Conforme Hayward & Gorman (2004) salientam, essa conclusão é importante, pois o mesmo não tem sido observado ao incorporar as condições na infância em estudos que tem como foco a saúde do idoso. Campos (2009), por exemplo, ao avaliar as associações entre as condições socioeconômicas ao longo da vida dos idosos e três diferentes enfoques de avaliação da saúde, utilizando dados do Estudo SABE 2000, concluiu que os idosos com condições mais vulneráveis na infância tendem a apresentar um maior número de doenças crônicas, maiores limitações funcionais e a avaliar negativamente as suas condições de saúde. Santos *et al* (2010) também evidenciaram que o local onde o idoso viveu na infância (se rural ou urbano) está relacionado com a percepção de saúde entre os idosos. Mais uma vez, como base nos do Estudo SABE 2000-2006, os autores mostraram que ter vivido em

áreas rurais quando criança se mostrou como um fator estatisticamente associado ao desfecho de saúde do idoso, mesmo controlando por sexo, idade, escolaridade e renda (idosos que viveram em áreas rurais, quando crianças, tiveram um risco 39% maior de apresentar saúde regular/ruim). Resultados similares já haviam sido observados para a população chinesa com 80 anos e mais, por Yi, Gu & Land (2007), no período 1998-2005.

Os resultados apresentados neste capítulo são relevantes, mas, como qualquer trabalho, apresentam algumas limitações. Além daquelas apresentadas no capítulo 2, que dizem respeito à base de dados como um todo, alguns aspectos metodológicos devem ser ressaltados. A primeira é que todas as variáveis sobre condições de saúde e socioeconômica na infância se referem aos primeiros 15 anos de idade. Conforme Santos *et al* (2010) destacam, essas informações são preciosas; pouco disponibilizadas ou até inéditas quando comparadas a outras bases de dados; e permitem que uma associação direta seja realizada com os desfechos atuais. Entretanto, como em qualquer informação retrospectiva, está sujeita a erros de memória e também não se dispõe dos dados referentes àqueles que, em idênticas circunstâncias de vida, não chegaram a ser entrevistados por terem falecido antes. Além disso, as medidas disponíveis sobre condições na infância são limitadas e podem não medir com precisão o status sócio-econômico e de saúde nos primeiros anos de vida.

Outra limitação diz respeito à época em que o idoso veio para o município de São Paulo: se ainda quando criança ou se já adulto. Sabe-se que as regiões do Brasil são caracterizadas por níveis diferentes de desenvolvimento econômico e de urbanização e isto pode exercer alguma influência no modo de vida e em outros fatores relacionados com a mortalidade.

Além disso, mesmo que os idosos analisados estejam localizados em um mesmo espaço geográfico, eles pertencem a coortes de nascimentos diferentes e que experimentaram contextos políticos e sociais distintos. Por exemplo, conforme Matzkin (2006) e Campos (2009) descrevem, no final do século XIX e início do XX, a situação da estrutura urbana e social da cidade de São Paulo era de pobreza e de más condições de vida. Ao considerar que todos os idosos entrevistados sempre viveram em São Paulo, os indivíduos com mais de 80 anos

no Estudo SABE reportam suas condições socioeconômicas e de saúde na infância e no início da fase adulta referentes às décadas de 1910 e 1920, auge da miséria e de condições de saúde precárias. Por outro lado, a coorte mais jovem de idosos está se referindo aos anos de 1940, quando as condições no município analisado eram melhores. Portanto, os resultados apresentados neste capítulo devem ser interpretados não somente em função da idade, mas também deve levar em consideração que os idosos em estudo experimentaram contextos diferentes nas diversas fases da vida.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil está entre as sociedades que envelhece mais rapidamente no mundo. Além do processo de envelhecimento da estrutura etária da população, devido principalmente à queda continuada dos níveis de fecundidade, alguns estudos (Camarano, Kanso & Mello, 2004; Campos & Rodrigues, 2004) já evidenciam um aumento importante da longevidade entre idosos brasileiros. Diante desse cenário, estudos sobre determinantes da mortalidade entre a população acima de 60 anos são cada vez mais centrais. Esta tese teve como objetivo analisar os fatores associados à mortalidade dos idosos, ao nível do indivíduo, focando principalmente nas variáveis relacionadas ao estado marital, ao nível de escolaridade e às condições socioeconômicas e de saúde na infância.

No Capítulo 3 foram apresentados os resultados referentes ao primeiro objetivo desta tese. Ao analisar a relação entre mortalidade e estado marital, controlando por variáveis que representam condições de saúde, status socioeconômico, meio social e de estilo de vida, verificou-se que ser solteiro se manteve como um fator independentemente associado com a mortalidade de idosos do sexo masculino. Por sua vez, a transição para fora do matrimônio, seja pela separação/divórcio ou pelo falecimento do cônjuge, parece elevar a chance de morte das mulheres idosas analisadas. Esses achados sugerem que políticas públicas devem levar em consideração os riscos diferenciados de mortalidade por estado marital, melhorando assim a assistência social e o planejamento de serviços de saúde que tem como foco os idosos. Por exemplo, programas que têm como objetivo o acompanhamento e/ou intervenções após o falecimento do cônjuge podem contribuir para uma melhor qualidade da saúde física e mental dos idosos enlutados, aumentando assim o bem-estar e a sobrevivência dos mesmos.

O Capítulo 4 abordou a relação entre educação e mortalidade nas idades avançadas e, assim como observado nos Estados Unidos e em vários países da Europa, os resultados revelaram que quanto maior é o nível de escolaridade dos idosos, menores são as taxas de mortalidade, independente do sexo. Observou-se também que o impacto do grau de educação sobre a mortalidade é explicado

principalmente por fatores intermediários, ou seja, outras variáveis podem, por meio da educação, contribuir para um maior risco de mortalidade entre os idosos. Na amostra analisada, aproximadamente 46% da influência da educação sobre a mortalidade da população idosa opera através de variáveis de comportamento de risco (uso de tabaco e de bebida alcoólica e ausência de atividades físicas). As condições de saúde e os aspectos sociais representaram, respectivamente, 11 e 9% do efeito total, e 34% se refere ao impacto residual. Esses resultados trazem implicações políticas importantes: além de fornecer informações sobre quais estratégias políticas, econômicas, sociais e médicas podem ser adotadas para minimizar as desigualdades na saúde e as próprias desigualdades socioeconômicas, à medida que os caminhos pelo qual a educação transmite os seus efeitos são corretamente identificados, políticas relacionadas a essas variáveis intervenientes poderiam ser mais eficazes, contribuindo assim para uma maior sobrevivência da população ao longo do ciclo de vida.

O terceiro e último objetivo proposto nesta tese analisou a relação entre a mortalidade dos idosos e as condições socioeconômicas e de saúde na infância, mesmo quando são consideradas nas análises variáveis que representam estilo de vida e condições sociais e econômicas adquiridas na fase adulta. Antes que essas últimas variáveis fossem consideradas nos modelos multivariados apresentados no Capítulo 5, entre as informações sobre as condições de vida do idoso quando criança somente o local de residência (rural ou urbano) se manteve como um fator associado à mortalidade nas idades avançadas. Nos modelos subseqüentes, essa variável perdeu significância, sugerindo assim que a associação entre condições na infância e mortalidade nas idades avançadas são intermediadas por características sócio-econômicas e de estilo de vida adquiridos na fase adulta. Observou-se também que estudos que têm como objetivo analisar os determinantes da mortalidade entre idosos, sem controlar por variáveis que representam condições na infância, não apresentam estimativas tendenciosas. Mesmo que, na amostra analisada, as informações disponíveis sobre condições na infância sejam limitadas e podem não medir com precisão o status sócio-econômico e de saúde nos primeiros anos de vida, os achados indicam que melhorias nas condições ambientais das crianças e a criação de oportunidades no

início da vida adulta (como acesso a educação) podem contribuir para uma maior sobrevivência entre adultos e idosos.

Todos os resultados apresentados, além de colaborar para um melhor conhecimento do padrão de mortalidade da população brasileira e de seus fatores associados, permitem identificar quais os grupos de maior risco de mortalidade, definindo assim programas sociais e de saúde mais eficientes. Ao mesmo tempo, as estimativas poderão ser utilizadas para a formulação de hipóteses de projeção de mortalidade adulta e idosa. Por exemplo, como seria a esperança de vida caso mudasse a composição atual da situação conjugal e/ou a prevalência dos níveis de educação no país.

Corroborando com o que foi dito por Campos (2009) e Santos *et al* (2010), este estudo mostrou também que, em países em desenvolvimento, onde há escassez de informações, pesquisas como o Estudo SABE são cada vez mais importantes. Além de permitir a obtenção de dados ao nível do indivíduo, pesquisas como a utilizada nesta tese se constituem em um importante instrumento para analisar diferentes fatores associados à mortalidade, produzindo assim desafios e incentivando a realização de novas investigações que subsidiarão a formulação de políticas públicas para os idosos nas várias dimensões.

Todavia, algumas limitações merecem ser lembradas. Na subseção 2.1.1, mencionou-se que o Estudo SABE não inclui indivíduos institucionalizados; que a base de dados está sujeita a efeitos de seleção, ou seja, as informações coletadas pela pesquisa e analisadas nesta tese se referem apenas aos idosos sobreviventes; e, que as informações são fornecidas por meio de auto-relato e, portanto, as respostas podem ser influenciadas por fatores culturais, de memória, pela escolaridade e por questões emocionais e psicológicas. Todos esses fatores podem atenuar ou fortalecer os efeitos dos parâmetros estimados nos modelos.

Adicionalmente, todas as análises foram realizadas sob o pressuposto de que as variáveis explicativas coletadas em 2000 (*baseline*) se mantiveram constantes até o momento da morte ou até a data da segunda entrevista realizada em 2006. Esta estratégia de investigação foi adotada, não só para permitir a comparação dos resultados com outros estudos já realizados, mas principalmente porque não se



dispõe dessas informações atualizadas para os idosos que faleceram ou para aqueles que, por motivos citados na subseção 2.1, não foram reentrevistados em 2006. Sabe-se que durante o período de análise, os idosos podem ter mudado de estado marital, parado de fumar ou de ingerir bebida alcoólica, ou ainda ter passado a praticar exercícios regularmente. Essas e outras transições podem sub ou sobreestimar os coeficientes dos modelos multivariados estimados. No entanto, segundo Goldman, Korenman & Weinstein (1995) e Johnson *et al* (2007) destacam, mudanças desse tipo ainda são pequenas entre os idosos e como o período de análise é relativamente pequeno (seis anos), dificilmente os resultados apresentados seriam alterados significativamente.

Além dessas limitações, vale ressaltar que os resultados apresentados se restringem aos idosos residentes no município de São Paulo, no período 2000-2006, e que generalizações devem ser realizadas de forma cautelosa. De qualquer maneira seria interessante que estudos semelhantes pudessem ser realizados em outras localidades do país, até para compreender melhor como os determinantes da mortalidade se comportam nas diferentes regiões brasileiras. Uma vez que o Estudo SABE também foi realizado em outros seis países da América Latina, investigações similares podem clarear a compreensão dos mecanismos relacionados com a mortalidade dos idosos, já que estudos desses tipos ainda são pouco documentados para países em desenvolvimento.

Embora variáveis importantes como peso, altura, circunferência da cintura, do braço e do quadril, quantidade de anos que deixou de fumar ou de beber e a ocupação que desempenhou a maior parte da sua vida estejam disponíveis no banco de dados do Estudo SABE, essas informações apresentaram elevada proporção de casos *missing* prejudicando a utilização das mesmas. Neste sentido, recomenda-se que o método de coleta ou a forma como essas variáveis foram mensuradas sejam revistos para um maior aproveitamento das mesmas. Ao mesmo tempo, sugere-se que outras informações como naturalidade do idoso, tempo de moradia no município de São Paulo, informação do nível de escolaridade e ocupação do pai e da mãe e se o pai e/ou mãe estavam presentes no domicílio quando o idoso era criança possam ser incluídas em pesquisas

futuras. Isto permitirá uma análise mais robusta e um controle maior dos fatores de confundimento relacionados com os determinantes da mortalidade.

Finalmente, espera-se que os resultados apresentados nesta tese tragam um maior conhecimento dos fatores relacionados com a mortalidade da população idosa, bem como permita identificar pontos que merecem atenção e que podem contribuir para uma maior sobrevivência desse contingente populacional analisado.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADLER, N.E. *et al.* Socioeconomic status and health: the challenge of the gradient. **American Psychologist**, Washington, v. 49, n. 1, p. 15-24, Jan. 1994.

ADLER, N. E.; OSTROVE, J. M. **Socioeconomic status and health**: what we know and what we don't. **Annals New York Academy of Sciences**. New York, v. 86, p. 3-15, 1999.

ALLISON, P. **Logistic regression using the SAS system**: theory and application. Cary: SAS Institute, 1999. 288p.

ALVES, L. C. **Determinantes da autopercepção de saúde, dos idosos do município de São Paulo, 1999/2000**. 2004. 89f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

ALWIN, D. F.; CONVERSE, P. E.; MARTIN, S. S. Living arrangements and social integration. **Journal of Marriage and Family**, Menasha, v. 47, n. 2, p. 319-334, May. 1985.

ALWIN, D.F.; HAUSER, R. M. The decomposition of effects in path analysis. **American Sociological Review**, Aliso Viejo, v. 40, n. 1, p. 37-47, Feb. 1975.

BARKER, D. J. T. The fetal and infant origins of adult disease. **BMJ**, London, v. 301, n. 6761, p. 1111, Nov. 1990.

BARKER, D. J. T. *et al.* Weight in infancy and death from ischaemic heart disease. **The Lancet**, London, v. 2, n. 8663, p. 577-580, Sep. 1989.

BARROS, R. P.; FOGUEL, M.; ULYSSEA, G. **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: IPEA, 2006. v. 2., 900 p.

BARROS, A. J. D.; HIRAKATA, V. N. Alternatives for logistic regression in cross-sectional studies: an empirical comparison of models that directly estimate the

prevalence ratio. **BMC Medical Research Methodology**, USA, v.3, n. 21, p. 1-13, Oct. 2003.

BARROS, G. B.; RAMOS, M. Condicionantes da mortalidade na população no extremo sul do Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 15., 2006. Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2006.

BEEBE-DIMMER, J. *et al.* Childhood and Adult socioeconomic conditions and 31-year mortality risk in women. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v. 159, n. 5, p. 481-490, Mar. 2004.

BENGTSSON, T.; LINDSTROM, M. Childhood misery and disease in later life: The effects on mortality in old age by hazards experienced in early life, southern Sweden, 1760-1894. **Population Studies**, London, v. 54, n. 3, p. 263-277, Nov. 2000.

BENGTSSON, T.; LINDSTROM, M. Airborne infectious diseases during infancy and mortality in later life in southern Sweden, 1766-1894. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 32, n. 2, p. 286-294, Apr. 2003.

BERKSON, J. Mortality and marital status: reflections on the derivation of etiology from statistics. **A.J.P.H.**, Washington, v. 57, n. 8, p. 1318-1329, Aug. 1967.

BLAKELY, T. **Socioeconomic factors and mortality among 25-64 year olds:** The New Zealand Census-Mortality Study. 2001. 379f. Thesis (Doctor of Philosophy). University of Otago, Dunedin, New Zealand, 2001.

BLAKELY, T.; FAWCETT, J. Bias measuring mortality gradients by occupational class in New Zealand. **The New Zealand Medical Journal**, New Zealand, v. 118, n. 1208, p. 1-13, 2005.

BORRELL, C.; ARIAS, A. Socioeconomic factors and mortality in urban settings: the case of Barcelona, Spain. **Journal of Epidemiology Community Health**, London, v. 49, n. 5, p. 460-465, Oct. 1995.

BORRELL, C. *et al.* Inequalities in mortality according to educational level in two large Southern European cities. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 28, n. 1, p. 58-63, Feb. 1999.

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.

BOWLING, A. Socioeconomic differentials in mortality among older people. **Journal of Epidemiology Community Health**, London, v. 58, n. 6, p. 438-440, Jun. 2004.

BOWLING, A.; CHARLTON, J. Risk factors for mortality after bereavement: a logistic regression analysis. **Journal of the Royal College of General Practitioners**, British, v. 37, n. 305, p. 551-554, Dec. 1987.

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Departamento de Atenção Básica. **Envelhecimento e saúde da pessoa idosa**. Brasília: Ministério da Saúde, 2006. 192p. (Cadernos de Atenção Básica, 19).

BROCKMANN, H.; KLEIN, T. **Love and death in Germany**: the marital biography and its impact on mortality. Rostock/Germany: Max Planck Institute for Demographic Research, 2002. 31 p. (Working papers, 15)

BUCKLEY, N. J. *et al.* Healthy aging at older ages: are income and education important? Canadá: McMaster University, 2004. 40p. (QSEP Research Report, 392)

BUSSAB, W. O.; MORETTIN, P. A. **Estatística básica**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2002. 526 p.

CAMARANO, A. A.; KANSO, S.; MELLO, J. L. Quão além dos 60 poderão viver os idosos brasileiros? In: CAMARANO, A. M. (Org). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?** Rio de Janeiro: IPEA, 2004. p.411-426

CAMBOIS, E. Occupational and educational differentials in mortality in French elderly people: magnitude and trends over recent decades. **Demographic Research**, Rostock/Germany, Article 11, p. 277-304. 2004. Special Collection 2.

CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. **Regression analysis of count data**. Cambridge: Cambridge University, 1998. 411p.

CAMPOS, N. O. B. **Os determinantes das condições de saúde dos idosos do município de São Paulo em uma perspectiva de ciclo de vida**. 2009. 99 f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

CAMPOS, N. O. B.; RODRIGUES, R. N. Ritmo de declínio nas taxas de 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.

CARDOSO, H. F. V. A quantificação do estatuto socioeconômico em populações contemporâneas e históricas: dificuldades, algumas orientações e importância na investigação orientada para a saúde. **Antropologia Portuguesa**, Coimbra, v. 22/23, n. 1, p. 247-272, 2006.

CARVALHO, J. A. M.; GARCIA, R. A. 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.

CASE, A.; PAXSON, C. **Sex differences in morbidity and mortality**. Princeton: Princeton University, 2004. 47p. (Working Papers, 171)

CASELLA, G.; BERGER, R. L. **Inferência estatística**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2010. 588p.

CENTRO DE INFORMAÇÕES SOBRE SAÚDE E ÁLCOOL – CISA. **Padrões de consumo de álcool**. [20-?] Disponível em <<http://www.cisa.org.br/categoria.html?FhldTexto=c5fca1161d20223788662e8db0ce0652&ret=&>>. Acesso em: 4 set. 2011.

CERQUEIRA, M. B. R. **Envelhecimento populacional e população institucionalizada: um estudo de caso dos asilos do município de Montes Claros**. 2003. 109f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.

CERQUEIRA, C. A.; PAES, N. A. Mortalidade por doenças crônico-degenerativas e relações com indicadores socioeconômicos no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP. 11., 1998. Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 1998.

CHEUNG, Y.B. Marital status and mortality in British women: a longitudinal study. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 29, n. 1, p. 93-99, Feb. 2000.

CHISTENSEN, K.; VAUPEL, J. W. Determinants of longevity: genetic, environmental and medical factors. **Journal of Internal Medicine**, Oxford, v. 240, n. 6, p. 333-341, Dec. 1996.

CHRISTENSON, B. A.; JOHNSON, N. E. Educational Inequality in Adult Mortality: An Assessment with Death Certificate Data from Michigan. **Demography**, New York, v. 32, n. 2, p. 215-229, May. 1995.

COMISSÃO NACIONAL SOBRE DETERMINANTES SOCIAIS DA SAÚDE - CNDSS. **As causas sociais das iniquidades em saúde no Brasil**. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2008. Relatório Final.

CONCEIÇÃO, G. M. S.; SALDIVA, P. H. N.; SINGER, J. M. Modelos MLG e MAG para análise da associação entre poluição atmosférica e marcadores de morbimortalidade: uma introdução baseada em dados da cidade de São Paulo. **Revista Brasileira Epidemiologia**, São Paulo, v. 4, n. 3, p. 206-219, Nov. 2001.

CORDEIRO, R.; SILVA, E. A. Desigualdade da sobrevivência de trabalhadores de Botucatu, São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 4, p. 593-601. jul./ago. 2001.

CORRÊA, C. S. **Famílias e cuidado dedicado ao idoso**: como o tamanho e a estrutura da rede de apoio influenciam o tempo individual dedicado à atenção ao

idoso. 2010. 135f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010.

COSTA, D. L. Understanding the twentieth-century decline in chronic conditions among older men. **Demography**, Chicago, v. 37, n. 1, p. 53-72, Feb. 2000.

COUTINHO, L. M. S.; SCAZUFCA, M.; MENEZES, P. R. Métodos para estimar razão de prevalência em estudos de corte transversal. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 42, n. 6, p. 992-998, dez. 2008.

CRIMMINS, E. M. Socioeconomic differentials in mortality and health at the older ages. **Genus**, Hamburg, v. 61, n. 1, p. 163-178, Mar. 2005.

CUTLER, D. M. *et al.* **Explaining the rise in educational gradients in mortality**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2010. 47p. (NBER Working Paper, 15678)

DA SILVA, L. M.; PAIM, J. S.; COSTA, M. C. N. Desigualdades na mortalidade, espaço e estratos sociais. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 33, n. 2, p. 187-97, abr. 1999.

DAVIS, P. *et al.* **The New Zealand socioeconomic index of occupational status** (NZSEI). Wellington: Statistics New Zealand, 1997. 96p.

DEATON, A. S.; PAXSON, C.H. Aging and Inequality in Income and Health. **The American Economic Review**, Nashville, v. 88, n. 2, p.248-253, May. 1998. Papers and Proceedings of the Hundred and Tenth Annual Meeting of the American Economic Association.

DRUMMOND JR., M.; BARROS, M. B. A. Desigualdades socioespaciais na mortalidade do adulto no Município de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v.2, n. 1/2, p. 34-49, abr./ago. 1999.

DUARTE, E. C. *et al.* Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. **Revista Panamericana de Salud Pública**, Washington, v. 12, n. 6, p. 436-444, Dec. 2002.



DULEEP, H. O. Measuring Socioeconomic Mortality Differentials Over Time. **Demography**, New York, v. 26, n. 2, p. 345-351, May. 1989.

DUPONT, W. D. **Statistical modeling for biomedical researchers**: a simple introduction to the analysis of complex data. New York: Cambridge Press, 2002. 395p.

EBRAHIM, S. *et al.* Marital status, change in marital status, and mortality in middle-aged british men. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v. 142, n. 8, p. 834-842, Oct. 1995.

ELO, I. T.; PRESTON, S. H. Effects os early-life conditions on adult mortality: a review. **Population Index**, Princeton, v. 58, n. 2, p. 186-212, Summer. 1992.

ELO, I. T.; PRESTON, S. H. Educational differentials in mortality: United States, 1979-85. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 42, n. 1, p. 47-57, Jan. 1996.

ELWERT, F.; CHRISTAKIS, N. A. Widowhood and race. **American Sociological Review**, Aliso Viejo, v. 71, n. 1, p. 16-41, Feb. 2006.

ENSTRON, J. E.; HEATH, C. W. Smoking cessation and mortality trends among 118,000 Californians, 1960-1997. **Epidemiology**, Baltimore, v. 10, n. 5, p. 500-512, Sep. 1999.

EVANS, R.G.; STODDART, G.L. Producing health, consuming health care. In: EVANS, R. G.; BARER, M. L.; MARMOR, T. R. (eds.) **Why are some people healthy and others not?** New York: Aldin de Gruytere, 1994. p. 27-64.

FEEDMAN, V. A.; MARTIN, L. G. The role of education in explanining and forecasting trends in functional limitations among older americans. **Demography**, New York, v. 36, n. 4, p. 461-473, Nov. 1999.

FELDMAN, J. J. *et al.* National trends in educational differentials in mortality. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v. 129, n. 5, p. 919-933, May. 1989.

FERNANDES, A. A. Determinantes da mortalidade e da longevidade: Portugal numa perspectiva europeia (UE15, 1991-2001). **Análise Social**, Lisboa, v. 42, n. 183, p. 419-443, Abr. 2007.

FERRARO, K.F.; NURIDDIN, T.A. Psychological Distress and Mortality: Are Women More Vulnerable? **Journal of Health and Social Behavior**, Albany, v. 47, n. 3, p. 227-241, Sep. 2006.

FIGUEIREDO, C. C. **Análise de regressão incorporando o esquema amostral**. 2004. 101 f. Dissertação (Mestrado em Estatística) – Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

FINCH, C. E.; CRIMMINS, E. M. Inflammatory Exposure and Historical Changes in Human Life-spans. **Science**, , Washington, v. 305, n. 5691, p. 1736-1739, Sep. 2004.

FOGEL, R. W. **New sources and new techniques for the study of secular trends in nutritional status, health, mortality, and the process of aging**. Cambridge: National Bureau of Economic Research Historical, 1991. 108p. (NBER Working Paper Series on Historical Factors in long run growth, 26)

FRANCISCO, P. M. S. B. *et al.* Medidas de associação em estudo transversal com delineamento complexo: razão de chances e razão de prevalência. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 347-355, Sep. 2008.

FRIDLIZIUS, G. The Deformation of Cohorts. Nineteenth Century Mortality Decline in a Generational Perspective. **Scandinavian Economic History Review**, Stokholm, v. 37, n. 3, p. 3-17, 1989.

FRIED, L.P. *et al.* Risk factors for 5-year mortality in older adults: The Cardiovascular Health Study. **Journal of the American Medical Association**, Chicago, v. 279, n. 8, p. 585–592, Feb. 1998.

FULLER, T. D. Moderate alcohol consumption and the risk of mortality. **Demography**, New York, v. 48, n. 3, p. 1115-1125. Aug. 2011.

GAGNON, A.; MAZAN, R. **Influences of early life conditions on old age mortality in old Québec**. Canada: Population Studies Centre; University of Western Ontario, 2006. 20p. (Discussion Paper, 06-05).

GARDNER, J.; OSWALD, A. **Is it money or marriage that keeps people alive?** United Kingdom: Department of Economics. Warwick University, 2002. 29p.

GJONÇA, A. *et al.* Sex differences in mortality, a comparison of the United Kingdom and other developed countries. **Population Trends Health Statistics Quartely**, United Kingdom, n. 26, p. 6-16, Summer. 2005.

GOLDMAN, N. Marriage selection and mortality patterns: inferences and fallacies. **Demography**, New York, v. 30, n. 2, p. 189-208, May 1993.

GOLDMAN, N., HU, Y. Excess mortality among the unmarried: a case study of Japan. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 36, n. 4, p. 533-546, Feb. 1993.

GOLDMAN, N.; KORENMAN, S.; WEINSTEIN, R. Marital status and health among the elderly. **Social Science & Medicine**, Oxford, v.40, n.12, p. 1717-1730, Jun. 1995.

GOVE, W.R. Sex, marital status, and mortality. **The American Journal of Sociology**, Chicago, v. 79, n. 1, p. 45-67, Jul. 1973.

GOMES, M. M. F. *et al.* Mortalidade segundo estado marital entre os idosos porto-riquenhos. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO, 4., 2010. Havana. **Anais...** Havana: ALAP, 2010.

GRAVELLE, H. How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? **BMJ**, London, v. 316, n. 7128, p. 382-385, Jan. 1998.

GRUNDY, E. Living arrangements and the health of older persons in developed countries. In: UNITED NATIONS. DEPT. OF ECONOMIC AND SOCIAL AFFAIRS. POPULATION DIVISION. **Living arrangements of older persons**. New York: United Nations, 2001. p. 311-329 (Population Bulletin of the United Nations Special, 42/43)

GRUNDY, E.; HOLT, G. The socioeconomic status of older adults: How should we measure it in studies of health inequalities? **Journal of Epidemiology Community Health**, London, v. 55, n. 12, p. 895–904, Dec. 2001.

GUILLEY, E. *et al.* Socioeconomic gradients in mortality in the oldest old: A review. **Archives of Gerontology and Geriatrics**, Amsterdam, v. 51, n. 3, p. e37–e40, Nov./ Dec.. 2010.

GURALNIK, J.M. *et al.* A short physical performance battery assessing lower extremity function: Association with self-reported disability and prediction of mortality and nursing home admission. **Journal of Gerontology**, Washington, v. 49, n. 2, p. M85–M94, Mar. 1994.

HAHN, B. A. Marital Status and women's health: the effect of economic marital acquisitions. **Journal of Marriage and the Family**, Menasha, v. 55, n. 2, p. 495-504, May. 1993.

HAMILTON, L. C. **Statistics with STATA**: updated for version 9. Canada: Thomson Books; Cole, 2006. 409p.

HARDIN, J. W.; HILBE, J. M. **Generalized linear models and extensions**. Texas: Stata Press, 2007. 387p.

HAYWARD, M. D.; GORMAN, B. K. The long arm of childhood: the influence of early-life social conditions on men's mortality. **Demography**, New York, v. 41, n. 1, p. 87–107, Feb. 2004.

HEMSTROM, O. Is Marriage dissolution linked to differences in mortality risks for men and women? **Journal of Marriage and the Family**, Menasha, v. 58, n. 2, p. 366-378, May. 1996.

HOFFMANN, R. **Does the socioeconomic mortality gradient interact with age?** Evidence from US survey data and Danish register data. Rostock, Germany: Max Planck Institute for Demographic Research, 2005. 42p. (MPIDR Working Paper, 20)

HORIUCHI, S.; WILWOTH, J.R. Deceleration in the age pattern of mortality at older ages. **Demography**, New York, v. 35, n. 4, p. 391-412, Nov. 1998.

HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. **Applied logistic regression**. New York: John Wiley & Sons, 1989.

HOUSE, J. S. *et al.* The social stratification of aging and health. **Journal of Health and Social Behavior**, Washington, v. 35, n. 3, p. 213-234, Sep. 1994.

HOUSE, J. S.; LANDIS, K. R.; UMBERSON, D. Social relationships and health. **Science**, Washington, v. 241, n. 4865, p. 540-545, Jul. 1988.

HU, Y., GOLDMAN, N. Mortality differentials by marital status: an international comparison. **Demography**, New York, v.27, n.2, p. 233-250, May. 1990.

HUISMAN, M. *et al.* Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. **The Lancet**, London, v. 365, n. 9458, p. 493-500, Feb. 2005.

HUMMER, R. A.; ROGERS, R. G.; EBERSTEIN, I. W. Sociodemographic differentials in adult mortality: a review of analytic approaches. **Population and Development Review**, New York, v. 24, n. 3, p. 553, Sep. 1998.

HURT, L. S.; RONSMANS, C.; SAHA, S. Effects of education and other socioeconomic factors on middle age mortality in rural Bangladesh. **Journal of Epidemiology and Community Health**, London, v. 58 n. 4, p. 315 – 320, Apr. 2004.

IDLER, E.L.; BENYAMINI, Y. Self-rated health and mortality: A review of 27 community studies. **Journal of Health and Social Behavior**, Albany, v. x, n. 38, p. 21-27, Mar. 1997.

ISHITANI, L. H. *et al.* Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 40, n. 4, p. 684-691, Aug. 2006.

JASSEN, F.; KUNST, A.; MACKENBACH, J. Determinants of trends in old-age mortality in seven European countries, 1950-1999. In: INTERNATIONAL

POPULATION CONFERENCE, 25., 2005, Tours. **Anais...** Tours: IUSSP, 2005.  
Disponível em:  
<<http://iussp2005.princeton.edu/download.aspx?submissionId=50536>>. Acesso em: 10 set. 2007.

JENKINS, M. A. *et al.* Factors in childhood as predictors of asthma in adult life. **British Medical Journal**, United Kingdom, v. 309, n. 6947, p. 90-93, Jul. 1994.

JEWELL, N. P.; HUBBARD, A. **Analysis of longitudinal studies in epidemiology**. Berkeley: University of California, 2006.

JOHNSON, N.J. *et al.* Marital status and mortality: the national longitudinal mortality study. **AEP**, United States, v. 10, n. 4, p. 224-238, May. 2000.

JOHNSON, N. J.; SORLIE, P. D.; BACKLUND, E. The impact of specific occupation on mortality in the U.S. national longitudinal mortality study. **Demography**, New York, v. 36, n. 3, p. 355-367, Aug. 1999.

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

KAPRIO, J.; KOSKENVUO, M.; RITA, H. Mortality after bereavement: a prospective study of 95,647 widowed persons. **American Journal of Public Health**, New York, v. 77, n. 3, p. 283-287, Mar. 1987.

KATZ, M. H. **Multivariable analysis: a practical guide for clinicians**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2006. 210p.

KERMACK, W. O.; MCKENDRICK, A. G.; MCKINLAY, P. L. Death-rates in Great Britain and Sweden. Some general regularities and their significance. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 30, n. 4, p. 678-683, Aug. 2001.

KILANDER, L. *et al.* Education, lifestyle factors and mortality from cardiovascular disease and cancer. A 25-year follow-up of Swedish 50-year-old men.

**International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 30, n. 5, p. 1119-1126, Oct. 2001.

KITAGAWA, E. M.; HAUSER, P. M. **Differential mortality in the United States: a study in socioeconomic epidemiology**. Cambridge: Harvard University Press, 1973 *apud* CHRISTENSON, B. A.; JOHNSON, N. E. Educational inequality in adult mortality: an assessment with death certificate data from Michigan. **Demography**, New York, v. 32, n. 2, p. 215-229, May. 1995.

KLATSKY, A. L. *et al.* Wine, Liquor, Beer, and Mortality. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v. 158, n. 6, p. 585-595, Sep. 2003.

KOBRIN, F.E.; HENDERSHOT, G.E. Do family ties reduce mortality? Evidence from the United States, 1966-1968. **Journal of Marriage and the Family**, Menasha, v. 39, n. 4, p. 737-745, Nov. 1977.

KUH, D. *et al.* Mortality in adults aged 26-54 years related to socioeconomic conditions in childhood and adulthood: post war birth cohort study. **British Medical Journal**, United Kingdom, v. 325, n. 7372, p. 1076-1080, Nov. 2002.

KUNST, A. E. **Cross-national comparisons of socio-economic differences in mortality**. 1997. 274f. Thesis. (PhD). - Erasmus University Rotterdam, 1997.

KUNST, A. E. *et al.* **Monitoring of trends in socioeconomic inequalities in mortality: experiences from a European project**. Rostock (Germany): IUSSP, 2002. 20p.

KUNST, A. E.; MACKENBACH, J. P. The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialized countries. **American Journal of Public Health**, New York, v. 84, n. 6, p. 932-937, Jun. 1994.

LAUDERDALE, D. S. Education and survival: birth cohort, period, and age effects. **Demography**, New York, v. 38, n. 4, p. 551-561, Nov. 2001.

LEBRÃO, M. L.; DUARTE, A. O. D. Desafios de um estudo longitudinal: o projeto SABE. **Saúde Coletiva**, São Paulo, v. 5, n. 24, p. 166-167, nov./dez. 2008.

LEBRÃO, M. L. *et al.* Evolução nas condições de vida e saúde da população idosa do município de São Paulo. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 22, n. 2. p. 30-45, jul. dez. 2008.

LEBRÃO, M. L.; LAURENTI, R. Saúde, bem-estar e envelhecimento: o estudo Sabe no Município de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 8, n. 2, p. 127-41, jun. 2005.

LLERAS-MUNEY, A. **The relationship between education and adult mortality in the United States**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. 44p. (NBER Working Paper, 8986)

LIBERATOS, P.; LINK, G. L.; KELSEY, J. L. The Measurement of Social Class in Epidemiology. **Epidemiologic Reviews**, Baltimore, v. 10, n. 1, p. 87-120, Mês. 1988.

LILLARD, L.A., PANIS, C. W. Marital status and mortality: the role of health. **Demography**, New York, v. 33, n. 3, p. 313-327, Aug. 1996.

LILLARD, L.A.; WAITE, L.J. Til death do us part: marital disruption and mortality. **American Journal of Sociology**, Chicago, v. 100, n. 5, p. 1131-1156, Mar. 1995.

LIMA, L. C. **Diferenciais de mortalidade infantil no Brasil, por idade da mãe e da criança**. 2009. 114f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

LIMA-COSTA, M. F.; BARRETO, S. M. Tipos de estudos epidemiológicos: conceitos básicos e aplicações na área do envelhecimento. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 12, n. 4, p. 189-201, dez. 2003. Disponível em: <<http://scielo.iec.pa.gov.br/pdf/ess/v12n4/v12n4a03.pdf>>. Acesso em: 22 set. 2011.

LIMA-COSTA, M. F. *et al.* A influência de respondente substituto na percepção da saúde de idosos: um estudo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (1998, 2003) e na coorte de Bambuí, Minas Gerais, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 8, p. 1893-1902. ago, 2007.



Disponível em: <<http://www.scielo.org/pdf/csp/v23n8/16.pdf>>. Acesso em: 22 set. 2011.

LIMA-COSTA, M. F. *et al.* Predictors of 10-year mortality in a population of community-dwelling Brazilian elderly: the Bambuí Cohort Study of Aging. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 27, p. S360-S369. 2011. Suplemento 3, Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/csp/v27s3/06.pdf>> . Acesso em: 22 set. 2011.

LIMA-COSTA, M. F.; FIRMO, J. O. A.; UCHOA, O. A estrutura da auto-avaliação da saúde em idosos: projeto Bambuí. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 38, n. 6, p. 827-834, dez. 2004.

LIU, X.; HERMALIN, A. I.; CHUANG, Y-L. The effect of education on mortality among older Taiwanese and its pathways. **The Journals of Gerontology**, Washington, v. 53B, n. 2, p. S71-S82, Mar. 1998.

LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression models for categorical dependent variables using Stata**. Texas: Stata Press Publication, 2001. 311p.

LUMLEY, T. Analysis of complex survey samples. **Journal of Statistical Software**, Los Angeles, v.9, n. 8, p. 1-19. Apr. 2004. Disponível em <<http://www.jstatsoft.org/v09/i08/paper>>. Acesso em: 14 set. 2011.

LUNDBERG, O. The Impact of Childhood Living Conditions on Illness and Mortality in Adulthood. **Social Science Medicine** United Kingdom, v. 36, n. 8, p. 458-462, Apr. 1993.

LUO, Y.; WAITE, L. J. The Impact of childhood and adult sex on physical, mental, and cognitive well-being in later life. **Journal of Gerontology: Psychological Sciences & Social Sciences**, Oxford, v. 60B, n. 2, p. S93-S101, Mar. 2005.

LUSYNE, P.; PAGE, H., LIEVENS, J. Mortality following conjugal bereavement, Belgium 1991–96: The unexpected effect of education. *Population Studies*, London, v. 55, n. 3, p. 281–289, Nov. 2001.

LYNCH, J. W. *et al.* Childhood and adult socioeconomic status as predictors of mortality in Finland. **The Lancet**, London, v. 343, n. 8896, p. 524-527, Feb. 1994.

MACINTYRE, S. The black report and beyond what are the issues? **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 44, n. 6, p. 723-745, Mar. 1997.

MALDONADO, G.; GREENLAND, S. Simulation study of confounder selection strategies. **American Journal of Epidemiology**, Baltimore, v. 138, n.11, p. 923–36, Dec. 1993.

MANTON, K.G.; STALLARD, E.; CORDEL, R. Changes in age dependence of mortality and disability: cohort and other determinants. **Demography**, New York, v. 34, n. 1, p. 135-157, Feb. 1997.

MANOR, O. *et al.* Mortality differentials among israeli men. **American Journal of Public Health**, Baltimore, v. 89, n. 12, p. 1807-1813, Dec. 1999.

MANOR, O. *et al.* Mortality differentials among women: the Israel Longitudinal Mortality Study. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 56, n. 2, p. 405–413, Jan. 2000.

MANOR, O.; EISENBACH, Z. Mortality after spousal loss: are there socio-demographic differences? **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 56, n. 2, p. 405–413, Jan. 2003.

MANZOLI, L. *et al.* Marital status and mortality in the elderly: a systematic review and meta-analysis. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 64, n. 1, p. 77–94, Jan. 2007.

MARE, R. D. **Socioeconomic careers and differential mortality among older men in the United States**. Madison: Center for Demography and Ecology; University of Wisconsin-Madson, 1986. 41p.

MARTIKAINEN, P. Women's employment, marriage, motherhood, and mortality: A test of the multiple role and role accumulation hypotheses. **Social Science and Medicine**, Oxford, v. 40, n.2, p. 199-212, Jan. 1995.

MARTIKAINEN, P. *et al.* Differences in mortality by marital status in Finland from 1976 to 2000: Analyses of changes in marital-status distributions, socio-demographic and household composition, and cause of death. **Population Studies**, London, v. 59, n. 1, p. 99-115, Mar. 2005.

MARTIKAINEN, P.; VALKONEN, T. Mortality after the death of a spouse rates and causes of death in a large Finnish cohort. **American Journal of Public Health**, New York, v. 86, n. 8, p. 1087-1093, Aug. 1996a.

MARTIKAINEN, P. T.; VALKONEN, T. Excess mortality of unemployed men and women during a period of rapidly increasing unemployment. **The Lancet**, London, v. 348, n. 9032, p. 909-912, Oct. 1996b.

MARTINUSSEN, T. **Survival analysis, Poisson regression and Cox regression I**. Denmark: University of Southern Denmark, 2009. (Notas de aula).

MATOS, M. A. **Manual operacional para a regressão linear**. Porto: FEUP, 1995. 26p.

MATZKIN, K. I. **Cidades latino-americanas: convergência ou diversidade no processo de produção contemporânea do espaço**. 2006. 274f. Tese (Doutorado em Arquitetura e Urbanismo) – Faculdade de Arquitetura e Urbanismo, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2006.

McKEOWN, T.; RECORD, R. G.; TURNER, R. D. An interpretation of the decline of mortality in England and Wales during the twentieth century. **Population Studies**, London, v. 29, n. 3, p. 391-422, Nov. 1975.

MENVIELLE, G. *et al.* Socioeconomic inequalities in cause specific mortality among older people in France. **BMC Public Health** United Kingdom, v.10, n. 260, p. 1-9., May. 2010.

MESSIAS, E. Income inequality, illiteracy rate, and life expectancy in Brazil. **American Journal of Public Health**, New York, v. 93, n. 8, p. 1294-1296, Aug. 2003.

MEYER, P. L. **Probabilidade aplicações à estatística**. Rio de Janeiro: Livros Técnicos e Científicos, 1976. 391p.

MHEEN, H. *et al.* Does childhood socioeconomic status influence adult health through behavioural factors? **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 27, n. 3, p. 431-437, Jun. 1998.

MONTEVERDE, M.; NORONHA, K.; PALLONI, A. **Effect of early conditions on disability among elderly in Latin America and the Caribbean**. Madison: University of Wisconsin-Madison, 2011. 36 p. (CDE Working Paper, 11)

MOREIRA, M. M. **Envelhecimento da população brasileira**. 1997. 149f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1997.

MOREIRA, J. S. *et al.* Carcinoma brônquico. In: SILVA, L. C. C. (Org.). **Condutas em pneumologia**. Rio de Janeiro: Revinter, 2001. v. I, p. 553-568.

MOSER, K. A.; PUGH, H. S.; GOLDBLATT, P. O. Inequalities in women's health: looking at mortality differentials using an alternative approach. **BMJ**, London, v. 296, , n. 6631, p. 1221-1224, Apr. 1988.

MOSTAFA, G.; GINNEKEN, J. V. Trends in and determinants of mortality in the elderly population of Matlab, Bangladesh. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 50, n. 6, p. 763-771, Mar. 2000.

MURPHY, M.; GRUNDY, E.; KALOGIROU, S. The increase in marital status differences in mortality up to the oldest age in seven European countries, 1990-99. **Population Studies**, London, v. 61, n. 3, p. 287-298, Nov. 2007.

MURRAY, J. E. Marital Protection and Marital Selection: Evidence from a Historical-Pro prospective Sample of American Men. **Demography**, New York, v. 37, n. 4, p. 511-521. Nov. 2000.

NAESS, O.; CLAUSSEN, B.; SMITH, G. D. Housing conditions in childhood and cause-specific adult mortality: the effect of sanitary conditions and economic

deprivation on 55.761 men in Oslo. **Scandinavian Journal of Public Health**, London, v. 35, n. 6, p. 570-576, Dec. 2007.

NATIONAL INSTITUTE ON ALCOHOL ABUSE AND ALCOHOLISM – NIAAA. **Alcohol Alert**, n. 16, Apr. 1992. Disponível em <<http://pubs.niaaa.nih.gov/publications/aa16.htm>>. Acesso em: 4 set. 2011.

NAVARRO, F. M. **Estudo comparativo dos pacientes com câncer de pulmão, tabagistas e não-tabagistas**. 2003. 56f. Monografia (Graduação em Fisioterapia) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Campus Cascavel, Cascavel, 2003.

NYCHKA, D. **Modern regression and Mortality**. Boulder: National Center for Atmospheric Research, 2004. Disponível em <<http://www.cgd.ucar.edu/~nychka>> . Acesso em: 20 dez. 2010.

OFSTEDAL, M. B. *et al.* **Self-Assessed health expectancy among older Asians: a comparison of sullivan and multistate life table methods**, Michigan: Universidade de Michigan, 2002. p. 1-19 (Research Reports of Population Studies Center, n. 03-60).

OMRAN, A. R. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. **Milbank Memorial Fund Quarterly**, New York, v. 49, n. 4, p. 509-538, Dec. 1971.

PAES, A. T. Análise univariada e multivariada. **Educ. Contin. Saúde**, São Paulo, v. 8, n. 1, p. 1-2, jan./mar. 2010.

PALLONI, A. *et al.* **Health among elderly Puerto Ricans: analysis of a new data**. Tour: IUSSP, 2005.

PALLONI, A.; MCENIRY, M. Aging and health status of Elderly in Latin America and the Caribbean: Preliminary Findings. **J Cross Cult Gerontol**, New Jersey, v. 22, n. 3, p. 263-285, Sep. 2007.

PALLONI, A.; PELÁEZ, M. Histórico e natureza do estudo. In: LEBRÃO, M.L., DUARTE, Y.A.O. (Orgs.). **O projeto sabe no Município de São Paulo: uma abordagem inicial**. Brasília: Opas/ Ministério da Saúde, 2003. p. 15-32

PAPPAS, G. *et al.* The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. **The New England Journal of Medicine**, London, v. 39, n. 2, p. 103-109, Jul. 1993.

PARKES, C.M.; BENJAMIN, B.; FITZGERALD, R. G. Broken Heart: A Statistical Study of Increased Mortality among Widowers. **British Medical Journal**, London, v. 1, n.5646, p. 740-743, Mar. 1969.

PARODI, S.; BOTTARELLI, E. Poisson regression model in Epidemiology - an introduction. **Annali Della Facoltà Di Medicina Veterinaria Di Parma**, Parma, v. 26, p. 25-44, 2006.

PÉREZ, E. R. **Estimativas de mortalidade adulta feminina por nível de escolaridade no Brasil**. 2010. 166f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2010.

PÉREZ, E. R.; TURRA, C. M. **Desigualdade social na mortalidade no Brasil: diferenciais por escolaridade entre mulheres adultas**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008. Caxambu, MG; Associação Brasileira de Estudos Populacionais. **As desigualdades sócio-demográficas e os direitos humanos no Brasil: 60 anos da Declaração dos Direitos Humanos** : anais. Caxambu: ABEP, 2008.

PESSOA, D. G. C.; SILVA, P. L. N. **Análise de dados amostrais complexos**. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 1998. 170p. Disponível em: <<http://www.ie.ufrj.br/download/livro.pdf>>. Acesso em: 6 set. 2011.

PHELAN, J. C. *et al.* "Fundamental Causes" of Social Inequalities in Mortality: A Test of the Theory. **Journal of Health and Social Behavior**, Albany, v. 45, n. 3, p. 265-285. Sep. 2004.

POPPEL, F. Van; LIEFBROER, A. C. Living conditions during childhood and survival in later life – study design and first results. **Historical Social Research**, Loh, v. 30, n. 3, p. 265-285, Jul./Sep. 2005.

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.; ELO, I. T. Are educational differentials in adult mortality increasing in the United States? **Journal of aging and health**, Newbury Park, v.7, n. 4, p.476-96, Nov. 1995.

PRESTON, S. H.; HILL, M. E.; DREVENSTEDT, G. L. Childhood conditions that predict survival to advanced ages among African-americans. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 47, n. 9, p. 1231-1246, Nov. 1998.

PRESTON, S. H.; TAUBMAN, P. Socioeconomic differences in adult mortality and health status. In: MARTIN, L. G.; PRESTON, S. H. **Demography of aging**. Washington: Academy Press, 1994. p. 279-318.

QUARANTA, L.; BENGTTSSON, T. **How conditions in early life affect mortality by age and gender: Southern Sweden, 1830-1968**. Paper prepared for Session 82, "Scarring and Selection Effects of Health Shocks in Childhood", of the PAA Conference, Washington DC, March 31 – April 2, 2011.

RAHKONEN, O.; LAHELMA, E.; HUUHKA, M. Past or present? Childhood living conditions and current socioeconomic status as determinants of adult health. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. 44, n. 3, p. 327-336, Feb. 1997.

RAMOS, L. R. Fatores determinantes do envelhecimento saudável em idosos residentes em centro urbano: Projeto Epidoso, São Paulo. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3, p. 793-798, jun. 2003.

RHODES, T. E.; FREITAS, S. A. **Advanced statistical analysis of mortality**. Local: MIB Solutions, 2009. 14p.

RIBEIRO, A. J. F. **Um estudo sobre mortalidade dos aposentados por invalidez do Regime Geral de Previdência Social (RGPS)**. 2006. 174f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006.

ROGOT, E.; SORLIE, P.D.; JOHNSON, N. J. Life Expectancy by Employment Status, Income, and Education in the National Longitudinal Mortality Study. **Public Health Reports**, Rockville, v. 107, n. 4, p. 457-461, Jul. /Aug. 1992.

ROSA, T. E. C. **Determinantes do estado nutricional de idosos do município de São Paulo**: fatores socioeconômicos, redes de apoio social e estilo de vida. 2005. 136f. Tese (Doutorado em Saúde Pública) – Departamento de Nutrição da Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, 2005.

ROSETO-BIXBY, L. The decline in adult mortality in Costa Rica . In: CHACKIEL, J.; RUZICKA, L.; TIMAEUS, I. (Eds.), **Adult mortality in Latin America**. Oxford, UK : Clarendon Press, 1996. p. 166-196.

ROSETO-BIXBY, L.; DOW, W. H. Surprising SES gradients in mortality, health, and biomarkers in a Latin American population of adults. **Journal of Gerontology Social Sciences**, Oxford, v. 64B, n. 1, p. 105-117, Feb. 2009.

ROSETO-BIXBY, L.; DOW, W. H.; LACLE, A. Insurance and other determinants of elderly longevity in a Costa Rican panel. **Journal of Biosocial Sciences**, Cambridge, v. 37, n. 6, p. 705 – 720, Nov. 2005.

ROSS, C.E.; WU, C-L. Education, Age, and the Cumulative Advantage in Health. **Journal of Health and Social Behavior**, Albany, v. 37, n. 1, p. 104-120, Mar. 1996.

SANTOS, J. L. *et al.* O meio rural e a origem do idoso: a saúde e a morte na cidade (resultados do Estudo SABE 2000-2006). In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2010. Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2010.

SCHWARZ, F. Behavioral explanation for educational health and mortality differentials in Austria. Vienna: University of Vienna, 2006. (Vienna Institute of Demography Working Papers, 3). 21 p.

SEEMAN, T. E. *et al.* Social relationships and allostatic load in Taiwanese elderly and near elderly. **Social Science & Medicine**, Oxford, v. x, n. 59, p. 2245–2257, Dec. 2004.

SHEPS, M. C. Marriage and Mortality. **American journal of public health**, New York, v. 51, n. 4, p. 547-555, Apr. 1961.



SILVA, C. C. N. **A prática da atividade física orientada por um profissional de educação física nos serviços de saúde pública estaduais e municipais de São Luís do Maranhão.** São Luís: UFMA, 2005. 7p.

SILVA, N. N. Aspectos metodológicos: processo de amostragem. In: LEBRÃO, M. L.; DUARTE, Y. A. O. (Orgs.). **O projeto SABE no município de São Paulo: uma abordagem inicial.** Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2003. p. 47-57.

SILVA, P. L. N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 4, p. 659-670, 2002.

SIMON, K. M. *et al.* Índice prognóstico de mortalidade BODE e atividade física em doentes pulmonares obstrutivos crônicos. **Revista Brasileira de Medicina do Esporte**, São Paulo, v. 15, n. 1, p. 19-22, jan./fev. 2009.

SIVIERO, P. C. L. **Níveis e padrões do diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo, 1920 – 2005.** 2009. 132 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

SMITH, G. D. *et al.* Adverse socioeconomic conditions in childhood and cause specific adult mortality: prospective observational study. **BMJ**, London, v. 316, n. 7145, p. 1631-1635, May. 1998.

SMITH, K. V.; GOLDMAN, N. **Socioeconomic differences in health among older adults in Mexico.** Princeton: Princeton University, 2007. 27p. (Working Paper, 7)

SORLIE, P. D.; BACKLUND, E.; KELLER, J. B. US Mortality by economic, demographic, and social characteristics: the national longitudinal mortality study. **American Journal of Public Health**, New York, v. 85, n. 7, p. 949-956, Jul. 1995.

STAMPFER, M. J. *et al.* Effects of moderate alcohol consumption on cognitive function in women. **New England Journal of Medicine**, Waltham, v. 352, n. 3, p. 245-253, Jan. 2005.

STECKEL, R. Stature and the standard of living, **Journal of Economic Literature**, Nashville, v. 33, n. 4, p. 1903-1940, Dec. 1995.

STOCKWELL, E. G. A critical examination of the relationship between socioeconomic status and mortality. **A.J.P.H.**, New York, v. 53, n. 6, p. 956-964, Jun. 1963.

STROEBE, M. S. **Beyond the broken heart: mental and physical health consequences of losing a loved one.** Amsterdam: Universiteit Utrecht, 2009. 15p.

SULLIVAN, A. L. **Socioeconomic differentials in mortality by cause and age in the U.S.** Princeton: Princeton University, 2009. 88p.

SZWARCWALD, C. L.; DAMACENA, G. N. Amostras complexas em inquéritos populacionais: planejamento e implicações na análise estatística dos dados. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v.11, n. 1, p.38-45, maio. 2008. Suplemento.

SZWARCWALD, C. L. *et al.* Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 15-28, jan./mar. 1999.

TRIOLA, M. F. **Introdução à estatística.** 7. ed. Rio de Janeiro: LTC, 1998. 410p.

TROVATO, F.; LAURIS, G. Marital status and mortality in Canada: 1951-1981. **Journal of Marriage and the Family**, Menasha, v. 51, n. 4, p. 907-922, Nov. 1989.

TULJAPURKAR, S.; BOE, C. Mortality change and forecasting: how much and how little do we know? **North American Actuarial Journal**, Schaumburg, v. 2, n. 4, p. 13-47, Oct. 1998.

TURKMAN, M. A. A.; SILVA, G. L. **Modelos lineares generalizados:** da teoria à prática. Lisboa: FCT - PRAXIS XXI- FEDER, 2000. Disponível em <<http://docentes.deio.fc.ul.pt/maturkman/mlg.pdf>>. Acesso em: 19 dez. 2010.

TURRA, C. M. **O padrão de mortalidade adulta no Brasil:** implicações dos erros de declaração de idade. 2007. Projeto de Pesquisa. (Mimeografado).

TURRA, C. M. *et al.* Determinants of Mortality at Older Ages: The Role of Biological Markers of Chronic Disease. **Population and Development Review**, New York, v. 31, n. 4, p. 675–698, Dec. 2005.

TURRA, C. M.; GOLDMAN, N. Socioeconomic differences in mortality among U.S. adults: insights into the Hispanic paradox. **Journal of Gerontology**, Washington, v. 62B, n. 3, p. S184-S192, May. 2007.

TURREL, G.; MATHERS, C. Socioeconomic inequalities in all-cause and specific-cause mortality in Australia: 1985–1987 and 1995–1997. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 30, n. 2, p. 231-239, Apr. 2001.

UNITED NATIONS. Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat. **World Population Prospects: The 2010 Revision**. May, 2011. Disponível em: <<http://esa.un.org/unpd/wpp/index.htm>>. Acesso em: 16 set. 2011.

VALKONEN, T. Life Expectancy and Adult Mortality in Industrialized Countries. In: INTERNATIONAL Encyclopedia of Social and Behavioral Sciences, Amsterdam; New York : Elsevier, 2001. p. 8822-8827.

VALKONEN, T.; MARTIKAINEN, P.; BLOMGREN, J. Increasing excess mortality among nonmarried elderly people in developed countries. **Demographic Research**, Rostock, v. 2, n. 12, p. 306-330, Apr. 2004. Special Collection.

VAN DEN BERG, G. J.; LINDEBOOM, M; PORTRAIT, F. **Conjugal Bereavement Effects on Health and Mortality at Advanced Ages**. Bonn: IZA Institute, 2006. 48p. (IZA Discussion Paper, 2.358

VAN ROSSUM, C. T. M. *et al.* Employment grade differences in cause specific mortality. A 25 year follow up of civil servants from the first Whitehall study. **Journal of Epidemiology and Community Health**, London, v. 54, n. 3, p. 178-184, Mar. 2000.

VAUPEL, J. W. Demographic analysis of aging and longevity. **The American Economic Review**, Nashville, v. 88, n. 2, p. 242-247, May. 1998.

YI, Z.; GU, D.; LAND, K. C. The association of childhood socioeconomic conditions with healthy longevity at the oldest-old ages in China. **Demography**, New York, v. 44, n. 3, p. 497-518, Aug. 2007.

WADSWORTH, M. E. J. Serious illness in childhood and its association with later-life achievement. In: WILKINSON, R. G. (Ed.). **Class and health: research and longitudinal data**. London: Tavistock Publications, 1986. p. 50-74.

WESTERLING, R.; GULLBERG, A.; ROSEN, M. Socioeconomic differences in 'avoidable' mortality in Sweden 1986-1990. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 25, n. 3, p. 560-567, Jun. 1997.

WORLD HEALTHY ORGANIZATION - WHO. **Active ageing: a policy framework**. Geneva, 2002. Disponível em: <[http://whqlibdoc.who.int/hq/2002/WHO\\_NMH\\_NPH\\_02.8.pdf](http://whqlibdoc.who.int/hq/2002/WHO_NMH_NPH_02.8.pdf)>. Acesso em: 8 abr. 2011.

WILKSON, R. G.; PICKETT, K. E. Income inequality and socioeconomic gradients in mortality. **American Journal of Public Health**, New York, v. 98, n. 4, p. 699-704. Apr. 2008.

WILLIAMS, K.; UMBERSON, D. marital status, marital transitions, and health: a gendered life course perspective. **Journal of Health and Social Behavior**, Albany, v. 45, n. 1, p. 81-98, Mar. 2004.

WOOD, C. H.; CARVALHO, J. A. M. **A demografia da desigualdade no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 1994. 330p.

ZIMMER, Z.; MARTIN, L. G.; LIN, H-S. **Determinants of old-age mortality in Taiwan. Working**. New York: Population Council, 2003. 32p. (Population Council, 181)

## APÊNDICES

### Apêndice A: Processo de amostragem do Estudo SABE

A população alvo do Estudo SABE compreende os indivíduos com 60 anos e mais residentes na área urbana do município de São Paulo em 2000. Para definir o número total de entrevistas a serem realizadas, levou-se em consideração o número mínimo de 1.500 entrevistas fixado no projeto geral inicial, a mortalidade entre a população acima de 75 anos e a sobremortalidade masculina (Silva, 2003).

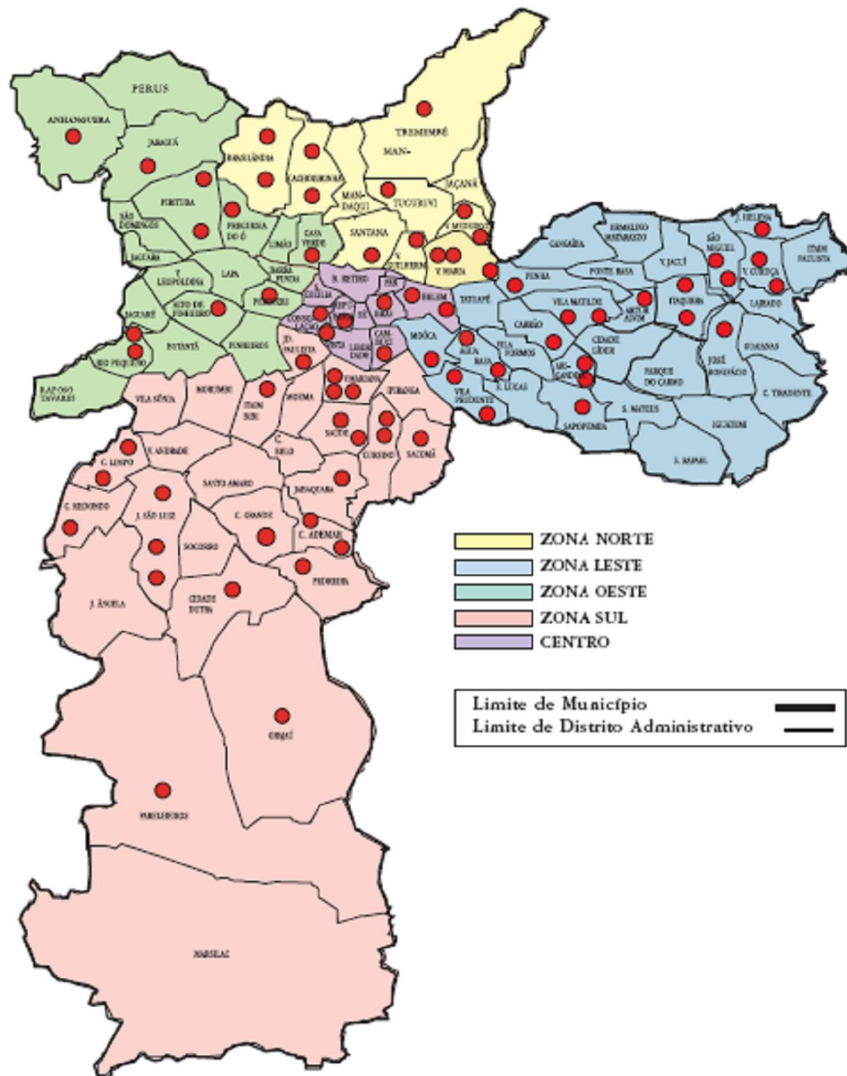
Desta forma, a amostra foi composta por duas fases. Para a primeira fase, determinou-se que fossem visitados, no mínimo, 5.882<sup>24</sup> domicílios particulares permanentes e o sorteio dos mesmos foi realizado com base no método de amostragem por conglomerados, em dois estágios. No primeiro estágio, utilizou-se o cadastro permanente de 72 setores censitários (FIG. A1), disponível no Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da USP. Essa amostra foi tomada do cadastro da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, composto por 263 setores censitários sorteados mediante amostragem por conglomerados, sob o critério de probabilidade proporcional ao número de domicílios. No segundo estágio, calculou-se o número mínimo de domicílios que deveriam ser visitados, por setor, dividindo-se o número total de domicílios pelo número de setores censitários determinados no primeiro estágio ( $5.882 / 72 = 81,69$  que foi aproximado para 90). Posteriormente, dividiu-se o total de endereços de cada setor censitário em segmentos de 10 domicílios e, em cada setor, sortearam-se 9 segmentos. Assim, noventa domicílios foram visitados e todos os indivíduos considerados elegíveis, segundo os objetivos da pesquisa,

---

<sup>24</sup> O número mínimo de domicílios foi determinado segundo a expressão  $d = (1.500 * 10/3) * (0,85)^{-1}$ . A razão 10/3 é o inverso de 3 idosos para cada 10 domicílios; 0,85 é a taxa esperada de sucesso da operação de localização e realização das entrevistas nos domicílios particulares permanentes sorteados; e, 1.500 corresponde ao número mínimo de entrevistas que deveriam ser realizadas segundo projeto geral inicial (Silva, 2003).

foram identificados e convidados a participar das entrevistas. Ao final dessa primeira fase, 1.568 idosos foram entrevistados (Silva, 2003; Lebrão *et al*, 2008).

**FIGURA A1 – Amostra mestra dos setores censitários distribuídos segundo zonas geográficas. Município de São Paulo (1995-2000)**



Fonte: Silva (2003).

Nota: As bolinhas coloridas de vermelho representam os 72 setores censitários sorteados mediante amostragem por conglomerados, sob o critério de probabilidade proporcional ao número de domicílios.

A segunda fase do processo amostral corresponde ao acréscimo de 575 idosos com 75 anos ou mais efetuado para compensar a mortalidade nesse subgrupo populacional e para completar o número desejado de entrevistas nesta faixa

etária. Essa segunda parte da amostra foi realizada por meio da localização dos respectivos idosos residentes em moradias próximas aos setores selecionados ou, no máximo, dentro dos limites dos distritos aos quais pertenciam os setores sorteados (Silva, 2003; Lebrão *et al*, 2008).

A soma dos entrevistados na primeira e na segunda fase do processo de amostragem resultou na amostra final representada por 2.143 idosos, não institucionalizados, e residentes nas áreas urbanas do Município de São Paulo.

Com relação aos pesos amostrais finais, que devem ser utilizados para ponderar a amostra, estes foram ajustados levando em consideração as duas fases do processo de amostragem, a composição da população segundo faixa etária e sexo e a população com 60 anos e mais recenseada pelo IBGE na Contagem Populacional de 1996<sup>25</sup>. Uma descrição mais detalhada de como esses pesos foram calculados é apresentada no trabalho de Silva (2003).

.

---

<sup>25</sup> Segundo a Contagem de 1996 realizada pelo IBGE, a população idosa residente no município de São Paulo era igual a 836.223 habitantes, correspondendo a 8,1% do total da população (Silva, 2003).

## **ANEXOS**



**TABELA A1 – Comparação entre amostra final analisada e amostra total, segundo variáveis utilizadas para analisar a relação entre estado marital e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Frequência absoluta			Distribuição relativa		
	Amostra analisada	Missing	Amostra total	Amostra analisada	Missing	Amostra total
<i>Estado marital</i>						
Casado	1.068	54	1.122	53,3%	38,8%	52,4%
Divorciado/Separado	138	20	158	6,9%	14,4%	7,4%
Viúvo	705	54	759	35,2%	38,8%	35,4%
Solteiro	92	11	103	4,6%	7,9%	4,8%
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Sexo</i>						
Homem	836	42	878	41,7%	30,2%	41,0%
Mulher	1.168	97	1.265	58,3%	69,8%	59,0%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Grupos de idade</i>						
60 a 69	732	73	805	36,5%	52,5%	37,6%
70 a 79	767	41	808	38,3%	29,5%	37,7%
80 e mais	505	25	530	25,2%	18,0%	24,7%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Saúde auto-reportada</i>						
Excelente/Muito boa/Boa	896	61	957	44,8%	43,9%	44,7%
Regular/Ruim	1.104	78	1.182	55,2%	56,1%	55,3%
Total	2.000	139	2.139	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Número de doenças crônicas</i>						
Nenhuma	390	26	416	20,8%	20,5%	20,7%
Uma ou duas	1.015	70	1.085	54,0%	55,1%	54,1%
Três ou mais	473	31	504	25,2%	24,4%	25,1%
Total	1.878	127	2.005	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>						
Nenhuma	1.517	117	1.634	75,7%	84,2%	76,2%
Pelo menos uma	487	22	509	24,3%	15,8%	23,8%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Nível de escolaridade</i>						
Nenhuma	489	36	525	24,6%	26,3%	24,7%
1 a 7 anos	1.211	73	1.284	60,9%	53,3%	60,4%
8 anos ou mais	288	28	316	14,5%	20,4%	14,9%
Total	1.988	137	2.125	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>						
Sim	709	43	752	35,4%	30,9%	35,1%
Não	1.295	96	1.391	64,6%	69,1%	64,9%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Tem casa própria?</i>						
Sim	1.620	73	1.693	81,0%	52,5%	79,1%
Não	381	66	447	19,0%	47,5%	20,9%
Total	2.001	139	2.140	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Uso de serviços de saúde</i>						
Usou	1.689	118	1.807	84,3%	84,9%	84,3%
Não usou	315	21	336	15,7%	15,1%	15,7%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Estado nutricional</i>						
Bem nutrido	1.835	127	1.962	93,1%	92,0%	93,1%
Não está bem nutrido	135	11	146	6,9%	8,0%	6,9%
Total	1.970	138	2.108	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Frequência mediana da atenção ao idoso</i>						
Infrequente	131	11	142	6,6%	8,3%	6,7%
Pouco frequente	252	23	275	12,7%	17,4%	13,0%
Frequente	586	25	611	29,6%	18,9%	28,9%
Muito frequente	712	52	764	35,9%	39,4%	36,1%
Costante	301	21	322	15,2%	15,9%	15,2%
Total	1.982	132	2.114	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>						
Não participou	1.498	104	1.602	74,8%	74,8%	74,8%
Participou	506	35	541	25,2%	25,2%	25,2%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Hábito de fumar</i>						
Fuma atualmente	275	15	290	13,7%	10,8%	13,5%
Já fumou, mas não fuma mais	642	55	697	32,1%	39,6%	32,5%
Nunca fumou	1.086	69	1.155	54,2%	49,6%	53,9%
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Uso de álcool</i>						
Não faz uso	1.415	99	1.514	70,6%	71,2%	70,6%
Faz uso de álcool	589	40	629	29,4%	28,8%	29,4%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Prática de atividade física</i>						
Sim	456	31	487	22,8%	22,3%	22,7%
Não	1.547	108	1.655	77,2%	77,7%	77,3%
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

**TABELA A2 – Comparação entre amostra final analisada e amostra total, segundo variáveis utilizadas para analisar a relação entre educação e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Frequência absoluta			Distribuição relativa		
	Amostra analisada	Missing	Amostra total	Amostra analisada	Missing	Amostra total
<i>Nível de escolaridade</i>						
Nenhuma	489	36	525	24,6%	26,3%	24,7%
1 a 7 anos	1.211	73	1.284	60,9%	53,3%	60,4%
8 anos ou mais	288	28	316	14,5%	20,4%	14,9%
Total	1.988	137	2.125	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Sexo</i>						
Homem	836	42	878	41,7%	30,2%	41,0%
Mulher	1.168	97	1.265	58,3%	69,8%	59,0%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Grupos de idade</i>						
60 a 69	732	73	805	36,5%	52,5%	37,6%
70 a 79	767	41	808	38,3%	29,5%	37,7%
80 e mais	505	25	530	25,2%	18,0%	24,7%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Estado marital</i>						
Casado	1.068	54	1.122	53,32%	38,85%	52,38%
Divorciado/Separado	138	20	158	6,89%	14,39%	7,38%
Viuvo	705	54	759	35,20%	38,85%	35,43%
Solteiro	92	11	103	4,59%	7,91%	4,81%
Total	2.003	139	2.142	100,00%	100,00%	100,00%
<i>Frequência mediana da atenção ao idoso</i>						
Infrequente	131	11	142	6,6%	8,3%	6,7%
Pouco frequente	252	23	275	12,7%	17,4%	13,0%
Frequente	586	25	611	29,6%	18,9%	28,9%
Muito frequente	712	52	764	35,9%	39,4%	36,1%
Constante	301	21	322	15,2%	15,9%	15,2%
Total	1.982	132	2.114	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>						
Não participou	1.498	104	1.602	74,8%	74,8%	74,8%
Participou	506	35	541	25,2%	25,2%	25,2%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Saúde auto-reportada</i>						
Excelente/Muito boa/Boa	896	61	957	44,8%	43,9%	44,7%
Regular/Ruim	1.104	78	1.182	55,2%	56,1%	55,3%
Total	2.000	139	2.139	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Número de doenças crônicas</i>						
Nenhuma	390	26	416	20,8%	20,5%	20,7%
Uma ou duas	1.015	70	1.085	54,0%	55,1%	54,1%
Três ou mais	473	31	504	25,2%	24,4%	25,1%
Total	1.878	127	2.005	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>						
Nenhuma	1.517	117	1.634	75,7%	84,2%	76,2%
Pelo menos uma	487	22	509	24,3%	15,8%	23,8%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Hábito de fumar</i>						
Fuma atualmente	275	15	290	13,7%	10,8%	13,5%
Já fumou, mas não fuma mais	642	55	697	32,1%	39,6%	32,5%
Nunca fumou	1.086	69	1.155	54,2%	49,6%	53,9%
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Uso de álcool</i>						
Não faz uso	1.415	99	1.514	70,6%	71,2%	70,6%
Faz uso de álcool	589	40	629	29,4%	28,8%	29,4%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Prática de atividade física</i>						
Sim	456	31	487	22,8%	22,3%	22,7%
Não	1.547	108	1.655	77,2%	77,7%	77,3%
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

**TABELA A3 – Comparação entre amostra final analisada e amostra total, segundo variáveis utilizadas para analisar a relação entre mortalidade e condições na infância. Município de São Paulo, 2000-2006**

Variáveis	Frequência absoluta			Distribuição relativa		
	Amostra analisada	Missing	Amostra total	Amostra analisada	Missing	Amostra total
<i>Nacionalidade</i>						
Brasileiro	1.782	126	1.908	<b>88,9%</b>	90,6%	<b>89,0%</b>
Estrangeiro	222	13	235	11,1%	9,4%	11,0%
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Grupos de idade</i>						
60 a 69	732	73	805	<b>36,5%</b>	52,5%	<b>37,6%</b>
70 a 79	767	41	808	<b>38,3%</b>	29,5%	<b>37,7%</b>
80 e mais	505	25	530	<b>25,2%</b>	18,0%	<b>24,7%</b>
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Sexo</i>						
Homem	836	42	878	<b>41,7%</b>	30,2%	<b>41,0%</b>
Mulher	1.168	97	1.265	<b>58,3%</b>	69,8%	<b>59,0%</b>
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Passou fome?</i>						
Sim	370	25	395	<b>18,8%</b>	18,1%	<b>18,7%</b>
Não	1.601	113	1.714	<b>81,2%</b>	81,9%	<b>81,3%</b>
Total	1.971	138	2.109	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Situação econômica da família</i>						
Boa	608	52	660	<b>30,7%</b>	37,7%	<b>31,2%</b>
Regular/Ruim	1.372	86	1.458	<b>69,3%</b>	62,3%	<b>68,8%</b>
Total	1.980	138	2.118	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Viveu no campo?</i>						
Sim	1.284	88	1.372	<b>64,1%</b>	63,3%	<b>64,1%</b>
Não	719	51	770	<b>35,9%</b>	36,7%	<b>35,9%</b>
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Auto-avaliação da saúde</i>						
Excelente/Muito boa/Boa	1.871	131	2.002	<b>94,2%</b>	94,2%	<b>94,2%</b>
Regular/Ruim	116	8	124	<b>5,8%</b>	5,8%	<b>5,8%</b>
Total	1.987	139	2.126	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Acamado</i>						
Sim	154	12	166	<b>8,0%</b>	8,7%	<b>8,0%</b>
Não	1.778	126	1.904	<b>92,0%</b>	91,3%	<b>92,0%</b>
Total	1.932	138	2.070	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Nível de escolaridade</i>						
Nenhuma	489	36	525	<b>24,6%</b>	26,3%	<b>24,7%</b>
1 a 7 anos	1.211	73	1.284	<b>60,9%</b>	53,3%	<b>60,4%</b>
8 anos ou mais	288	28	316	<b>14,5%</b>	20,4%	<b>14,9%</b>
Total	1.988	137	2.125	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Tem casa própria?</i>						
Sim	1.620	73	1.693	<b>81,0%</b>	52,5%	<b>79,1%</b>
Não	381	66	447	<b>19,0%</b>	47,5%	<b>20,9%</b>
Total	2.001	139	2.140	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Estado nutricional</i>						
Bem nutrido	1.835	127	1.962	<b>93,1%</b>	92,0%	<b>93,1%</b>
Não está bem nutrido	135	11	146	<b>6,9%</b>	8,0%	<b>6,9%</b>
Total	1.970	138	2.108	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Estado marital</i>						
Casado	1.068	54	1.122	<b>53,3%</b>	38,8%	<b>52,4%</b>
Divorciado/Separado	138	20	158	<b>6,9%</b>	14,4%	<b>7,4%</b>
Viúvo	705	54	759	<b>35,2%</b>	38,8%	<b>35,4%</b>
Solteiro	92	11	103	<b>4,6%</b>	7,9%	<b>4,8%</b>
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Hábito de fumar</i>						
Fuma atualmente	275	15	290	<b>13,7%</b>	10,8%	<b>13,5%</b>
Já fumou, mas não fuma mais	642	55	697	<b>32,1%</b>	39,6%	<b>32,5%</b>
Nunca fumou	1.086	69	1.155	<b>54,2%</b>	49,6%	<b>53,9%</b>
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Uso de álcool</i>						
Não faz uso	1.415	99	1.514	<b>70,6%</b>	71,2%	<b>70,6%</b>
Faz uso de álcool	589	40	629	<b>29,4%</b>	28,8%	<b>29,4%</b>
Total	2.004	139	2.143	100,0%	100,0%	100,0%
<i>Prática de atividade física</i>						
Sim	456	31	487	<b>22,8%</b>	22,3%	<b>22,7%</b>
Não	1.547	108	1.655	<b>77,2%</b>	77,7%	<b>77,3%</b>
Total	2.003	139	2.142	100,0%	100,0%	100,0%

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

**QUADRO A1 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 3) que analisa a relação entre estado marital e mortalidade. HOMENS. Município de São Paulo, 2000-2006**

	a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	l	m	n	o	p	q	r	s	Const_	
a	1,000																			
b	-0,118	1,000																		
c	0,096	-0,018	1,000																	
d	-0,138	-0,078	0,115	1,000																
e	0,106	-0,330	-0,036	0,675	1,000															
f	0,163	0,254	0,119	-0,096	-0,087	1,000														
g	0,035	-0,160	-0,073	-0,112	-0,140	-0,171	1,000													
h	0,119	-0,343	0,103	-0,116	-0,158	-0,201	0,617	1,000												
i	-0,234	0,138	0,200	0,094	-0,153	-0,055	0,021	-0,039	1,000											
j	-0,077	0,272	-0,076	0,143	-0,010	-0,058	-0,125	-0,190	0,312	1,000										
l	0,130	0,264	-0,124	0,044	0,037	0,273	-0,173	-0,198	-0,054	0,191	1,000									
m	0,065	-0,112	-0,396	0,166	0,303	-0,055	-0,127	-0,187	-0,140	-0,223	0,456	1,000								
n	0,013	0,067	0,079	0,340	0,253	0,072	-0,356	-0,115	0,365	0,008	-0,018	0,182	1,000							
o	-0,037	-0,156	0,056	0,198	0,066	-0,098	0,278	0,488	0,089	0,185	0,037	-0,061	-0,015	1,000						
p	0,007	0,041	-0,096	0,336	0,173	-0,001	-0,160	-0,350	0,034	-0,068	-0,044	0,387	0,227	-0,232	1,000					
q	0,015	-0,048	0,073	0,140	-0,051	0,234	0,036	0,011	0,124	-0,291	-0,065	0,233	0,260	-0,234	0,573	1,000				
r	-0,042	-0,200	-0,002	0,112	0,123	0,053	-0,281	-0,023	-0,209	0,050	0,324	0,189	-0,075	0,217	0,017	-0,113	1,000			
s	0,211	0,155	-0,080	-0,172	-0,194	0,023	-0,005	-0,068	0,029	0,143	0,296	-0,112	-0,100	0,007	-0,152	-0,153	0,284	1,000		
Const_	-0,203	-0,069	0,109	-0,413	-0,321	-0,229	-0,110	0,003	-0,200	-0,203	-0,522	-0,510	-0,307	-0,208	-0,373	-0,332	-0,278	-0,367	1,000	

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

a =	Divorciado	l =	8 anos ou mais de estudo
b =	Viúvo	m =	Não tem plano/seguro privado de saúde
c =	Solteiro	n =	Não fez uso de serviços de saúde
d =	70 a 79 anos	o =	Participa de atividades comunitárias
e =	80 anos e +	p =	Ex-fumante
f =	Saúde auto-reportada como Regular/Ruim	q =	Nunca fumou
g =	Uma ou duas doenças crônicas	r =	Faz uso de álcool
h =	Três ou mais doenças crônicas	s =	Não pratica regularmente exercícios físicos
i =	Tem pelo menos uma ABVD	Const_ =	Constante
j =	1 a 7 anos de estudo		

**QUADRO A2 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 3) que analisa a relação entre estado marital e mortalidade. MULHERES. Município de São Paulo, 2000-2006**

	a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	l	m	n	o	p	q	r	Const_		
a	1,000																			
b	0,530	1,000																		
c	0,209	0,415	1,000																	
d	-0,157	-0,017	0,186	1,000																
e	-0,136	-0,329	0,007	0,568	1,000															
f	-0,016	-0,137	-0,308	-0,225	0,127	1,000														
g	0,044	-0,158	-0,227	-0,115	-0,022	-0,097	1,000													
h	0,021	-0,123	-0,145	-0,145	-0,148	-0,155	0,721	1,000												
i	0,034	0,370	0,180	0,153	-0,141	-0,382	-0,232	-0,164	1,000											
j	-0,225	-0,324	-0,306	-0,260	-0,030	-0,014	0,262	0,065	-0,092	1,000										
l	-0,035	0,115	-0,267	-0,146	-0,179	0,338	-0,038	-0,166	-0,130	0,394	1,000									
m	-0,037	0,017	-0,015	-0,105	-0,050	0,030	0,117	0,078	0,240	0,220	0,291	1,000								
n	-0,305	-0,081	-0,229	0,071	0,056	0,239	-0,181	-0,226	-0,245	0,054	0,255	-0,286	1,000							
o	0,044	-0,041	-0,043	-0,193	0,077	-0,067	0,355	0,171	-0,223	0,211	-0,033	0,014	-0,233	1,000						
p	0,213	0,325	0,159	0,049	-0,020	-0,001	-0,204	-0,258	0,148	-0,257	0,054	0,106	0,120	0,058	1,000					
q	-0,001	-0,180	-0,224	0,043	0,269	0,152	0,021	-0,074	-0,090	0,026	-0,025	-0,211	0,231	-0,108	-0,168	1,000				
r	0,143	0,142	0,129	-0,177	-0,344	-0,381	-0,022	0,024	0,086	0,069	0,097	-0,184	0,048	0,040	0,080	0,073	1,000			
Const_	-0,274	-0,276	0,039	0,031	-0,010	0,011	-0,542	-0,415	-0,081	-0,282	-0,333	-0,320	0,040	-0,255	-0,129	-0,082	-0,434	1,000		

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

a =	Divorciado	j =	1 a 7 anos de estudo
b =	Viúvo	l =	8 anos ou mais de estudo
c =	Solteiro	m =	Não tem plano/seguro privado de saúde
d =	70 a 79 anos	n =	Não tem casa própria
e =	80 anos e +	o =	Não está bem nutrida
f =	Saúde auto-reportada como Regular/Ruim	p =	Participa de atividades comunitárias
g =	Uma ou duas doenças crônicas	q =	Faz uso de álcool
h =	Três ou mais doenças crônicas	r =	Não pratica regularmente exercícios físicos
i =	Tem pelo menos uma ABVD	Const_ =	Constante

**QUADRO A3 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 1) que analisa a relação entre educação e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006**

	a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	l	m	n	o	p	q	r	s	t	u	Const.	
a	1,000																					
b	0,089	1,000																				
c	0,112	-0,141	1,000																			
d	0,155	-0,044	0,627	1,000																		
e	0,132	0,018	-0,214	-0,272	1,000																	
f	0,283	-0,146	0,011	-0,214	0,236	1,000																
g	-0,055	-0,137	0,326	0,156	-0,007	0,127	1,000															
h	-0,073	-0,185	-0,070	-0,135	0,126	0,296	-0,253	1,000														
i	0,026	-0,176	0,333	0,149	-0,217	0,109	-0,216	0,544	1,000													
j	0,023	-0,269	0,093	0,019	0,029	0,110	-0,344	0,692	0,779	1,000												
l	-0,132	-0,059	0,122	-0,001	0,022	0,120	-0,321	0,647	0,751	0,746	1,000											
m	-0,206	-0,201	-0,013	0,057	-0,207	0,079	-0,062	0,037	0,276	0,169	0,209	1,000										
n	-0,147	0,134	0,178	0,043	-0,058	0,097	0,126	-0,038	-0,031	-0,181	-0,021	-0,202	1,000									
o	-0,082	-0,220	0,051	-0,024	-0,025	-0,108	0,294	0,029	-0,171	-0,173	-0,112	-0,336	0,496	1,000								
p	0,196	0,022	0,076	0,066	0,003	-0,019	0,008	-0,106	0,011	-0,066	-0,060	0,040	-0,024	0,068	1,000							
q	0,357	0,152	0,103	-0,046	0,023	0,085	-0,007	0,008	0,108	-0,031	-0,083	-0,015	-0,033	0,046	0,499	1,000						
r	0,226	-0,142	-0,156	0,044	0,308	0,191	0,025	0,103	-0,142	0,083	-0,003	-0,098	-0,002	0,046	-0,076	-0,258	1,000					
s	-0,063	-0,211	-0,283	-0,048	0,096	-0,242	-0,087	-0,118	-0,141	-0,164	-0,289	0,222	-0,262	-0,064	-0,101	-0,074	0,064	1,000				
t	-0,154	-0,142	-0,299	-0,275	0,137	-0,267	0,047	-0,119	-0,140	-0,165	-0,264	0,163	-0,304	-0,062	-0,037	-0,018	-0,141	0,794	1,000			
u	-0,100	-0,065	0,046	0,025	-0,320	0,393	0,152	0,121	0,115	-0,163	-0,074	0,227	0,228	-0,044	-0,134	0,058	-0,127	-0,005	-0,057	1,000		
Const.	-0,398	0,069	-0,273	-0,221	-0,125	-0,276	0,006	-0,425	-0,533	-0,413	-0,334	-0,151	-0,088	-0,079	-0,250	-0,540	-0,171	-0,200	-0,074	-0,197	1,000	

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

a =	Nível de escolaridade em anos de estudo (contínua)	m =	Participa de atividades comunitárias
b =	Sexo	n =	Ex-fumante
c =	70 a 79 anos	o =	Nunca fumou
d =	80 anos e +	p =	Faz uso de álcool
e =	Divorciado	q =	Não pratica regularmente exercícios físicos
f =	Viúvo	r =	Saúde auto-reportada como Regular/Ruim
g =	Solteiro	s =	Uma ou duas doenças crônicas
h =	Atenção mediana ao idoso: Pouco frequente	t =	Três ou mais doenças crônicas
i =	Atenção mediana ao idoso: Frequente	u =	Tem pelo menos uma ABVD
j =	Atenção mediana ao idoso: Muito frequente	Const. =	Constante
l =	Atenção mediana ao idoso: Costante		

**QUADRO A4 – Matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados para o modelo completo (Modelo 3) que analisa a relação entre condições na infância e mortalidade. Município de São Paulo, 2000-2006**

	a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	l	m	n	o	p	q	r	Const.			
a	1,000																				
b	0,087	1,000																			
c	-0,211	0,637	1,000																		
d	0,095	-0,189	-0,053	1,000																	
e	-0,148	-0,308	-0,193	-0,110	1,000																
f	0,156	-0,306	-0,233	0,319	0,034	1,000															
g	0,066	0,159	0,143	0,300	-0,274	0,050	1,000														
h	0,272	0,171	-0,028	0,067	-0,021	0,017	0,359	1,000													
i	-0,141	-0,254	-0,195	0,064	0,155	0,103	0,255	-0,052	1,000												
j	-0,206	-0,212	-0,147	0,073	-0,057	-0,094	0,175	0,042	0,065	1,000											
l	0,211	-0,172	-0,143	-0,004	-0,134	0,289	0,192	0,151	-0,021	-0,092	1,000										
m	-0,177	0,076	-0,171	-0,130	-0,017	0,166	0,105	0,307	-0,006	0,006	0,318	1,000									
n	0,040	0,358	0,117	-0,209	-0,325	-0,201	-0,182	-0,099	-0,296	0,009	0,133	0,227	1,000								
o	-0,342	0,137	-0,053	0,163	-0,196	0,073	-0,004	-0,142	0,119	0,194	-0,151	0,086	0,100	1,000							
p	-0,018	0,066	-0,211	-0,181	-0,031	0,024	-0,347	-0,180	0,027	0,031	-0,013	-0,065	0,270	0,576	1,000						
q	0,195	0,039	-0,084	-0,026	0,029	0,138	-0,136	0,009	0,073	-0,086	0,036	0,133	0,129	0,052	0,137	1,000					
r	0,215	0,056	-0,124	0,118	0,033	-0,047	-0,046	0,275	-0,205	-0,232	0,058	0,257	0,052	-0,026	0,041	0,386	1,000				
Const.	-0,102	-0,399	-0,128	-0,330	0,151	-0,118	-0,376	-0,375	-0,016	0,032	-0,178	-0,446	-0,181	-0,368	-0,199	-0,341	-0,650	1,000			

Fonte: Elaboração própria.

Nota:

a =	Nacionalidade	j =	Não está bem nutrida
b =	70 a 79 anos	l =	Divorciado
c =	80 anos e +	m =	Viúvo
d =	Sexo	n =	Solteiro
e =	Não viveu no campo quando criança	o =	Ex-fumante
f =	Auto-avaliação da saúde até 15 anos como Regular/Ruim	p =	Nunca fumou
g =	1 a 7 anos de estudo	q =	Faz uso de álcool
h =	8 anos ou mais de estudo	r =	Não pratica regularmente exercícios físicos
i =	Não tem casa própria	Const. =	Constante