

Pamila Cristina Lima Siviero

**Níveis e padrões do diferencial de
mortalidade por sexo no município de
São Paulo, 1920 - 2005**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2009

Pamila Cristina Lima Siviero

Níveis e padrões do diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo, 1920 - 2005

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

Orientador: Prof. Cássio Maldonado Turra

Co-orientador: Prof. Roberto do Nascimento Rodrigues

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2009

Folha de Aprovação

O caminho é este
tem pedra, tem sol
tem bandido, mocinho,
tem você amando
tem você sozinho
é só escolher
ou vai, ou fica.
Fui.

Martha Medeiros

AGRADECIMENTOS

Elaborar um trabalho acadêmico exige diversos momentos solitários de dedicação. Entretanto, este trabalho não foi resultado apenas do meu esforço. Gostaria de agradecer a todas as pessoas que, direta ou indiretamente, participaram do processo e que me ajudaram a tornar esse percurso mais fácil, tranquilo e agradável. Eis a conclusão de mais uma etapa e o momento de dividir a alegria com quem esteve comigo durante esse período.

Ao meu orientador, Professor Cássio Maldonado Turra, agradeço pelo exemplo de inteligência, competência, criatividade e pela alegria em dividir descobertas. Obrigada pelo acompanhamento durante a elaboração deste trabalho, pelas conversas esclarecedoras e por exigir nada menos do que o melhor de mim.

Ao meu co-orientador, Professor Roberto do Nascimento Rodrigues, agradeço pelo exemplo de dedicação, competência, experiência e generosidade. Olho para você e penso que quero ser assim quando crescer, uma bela combinação de possuir conhecimento, transmiti-lo e criar um ambiente de segurança para quem caminha ao seu lado. Obrigada pela oportunidade ímpar de aprender com você, pelas intervenções e por me ajudar a tomar decisões importantes, por ser a “literatura de mortalidade ambulante”, pelas leituras minuciosas e comentários de caneta vermelha, pelas palavras de apoio quando precisei e por me receber sempre com um sorriso no rosto.

À professora Ignez Helena Oliva Perpétuo, que me introduziu na área do conhecimento demográfico, caminho que eu escolhi para prosseguir. Obrigada pela oportunidade, carinho, paciência e pelos muitos ensinamentos sempre baseados na ética e na disciplina. Nunca me esqueci do “diário de bordo”, ele me acompanha até hoje...

À professora Simone Wajnman, uma das pessoas mais espirituosas e especiais que já conheci, agradeço por ser brilhante e por dividir seu conhecimento de forma mais brilhante ainda, pelas aulas apaixonantes e entusiasmadas, pelas conversas carinhosas, por sempre me dar atenção e querer saber se tudo vai caminhando bem. Entre os muitos bons momentos que me lembro durante os

últimos anos, dois me marcaram de forma especial. O primeiro foi quando ela dividiu comigo um trecho de um lindo poema da Cecília Meirelles, que hoje é um dos meus preferidos. O outro foi quando no início do curso desesperei com o volume de leituras em inglês. Você, generosamente, elaborou para mim um esquema super didático de “como ler uma montanha de textos em inglês e não esquecer tudo cinco minutos depois”. Em seguida, fez questão de se reunir comigo, olhar um fichamento e verificar se eu estava no caminho certo. Lembro-me bem de suas palavras de incentivo naquele dia, e gostaria de te dizer que superei o problema e aprendi! Mas olho seu esquema até hoje...

Para a professora Paula Miranda-Ribeiro tenho uma lista de agradecimentos. Em primeiro lugar agradeço pelas aulas divertidíssimas de seminário de dissertação, momento em que a coorte 2007 se reunia para a terapia em grupo com direito a piquenique! Agradeço também pelas leituras do meu projeto, por me alertar, antecipadamente, sobre meu passeio na montanha russa de emoções e pelo apoio e incentivo durante este período. Mais especialmente, agradeço pelo exemplo de doçura e sensibilidade, por ter sempre um tempinho pra mim e pelas conversas tão interessantes em seus divãs (o da sala 3050 e o eletrônico). Finalmente, obrigada por me mostrar que existem coisas muito importantes que não entram no currículo Lattes, mas que podemos colocar no currículo Leila Diniz! Afinal, parafraseando Mirian Goldenberg, “sou Pamila Siviero, qual é o problema?”.

Aos professores Eduardo Rios-Neto e José Alberto Magno de Carvalho agradeço pelas aulas imperdíveis! Me senti demógrafa pela primeira vez quando ouvi do professor José Alberto que, se a aula sobre PF de Brass não mexesse com nossas emoções, a demografia não estava no sangue... De fato, fiquei emocionada! Foi a técnica que aprendi com mais facilidade. Fico muito agradecida e honrada por ter tido o prazer de aprender com você. Ao professor Eduardo Rios-Neto agradeço pela maneira tão divertida de transmitir os conhecimentos sobre fecundidade e pelas palavras de incentivo que escreveu pra mim em uma dedicatória em um livro seu certa vez. Fiquei muito feliz e emocionada, guardo suas palavras com muito carinho e orgulho, sobretudo por terem vindo de uma pessoa tão inteligente, criativa e brilhante.

Para a professora Carla Jorge Machado esse espaço é muito pequeno para o tamanho do meu agradecimento e da minha gratidão. Meu coração também parece ser pequeno... Se hoje estou aqui, falando sobre a alegria que sinto por ser mestre em demografia, devo isso a ela. Lá no início da graduação ela notou em mim características que nem eu mesma havia observado. Me deu sua mão e me ensinou boa parte do que eu sei hoje. Caminhou ao meu lado, me incentivou e me orientou durante quase três anos. E com o passar do tempo nossa relação deixou de ser apenas de professora e aluna e se transformou em uma bela e divertida amizade. Me vejo nela em muitos aspectos. Quando entrei na pós-graduação, por diversos motivos, achei que seria importante trilhar meu caminho e tomei uma decisão muito difícil: soltar a mão dela e dar meus primeiros passos sozinha. Foi dolorido, mas acho que soubemos lidar com a mistura de sentimentos e de situações com sabedoria. Hoje olho para trás e vejo que foi uma decisão acertada. Muito obrigada por me mostrar o caminho certo e por participar da minha vida tão de perto. Minha admiração pela professora Carla é enorme, pelo exemplo de competência, determinação, inteligência, organização e pela forma que você lida com o trabalho e com os alunos. Você é meu grande exemplo. A admiração e o carinho pela amiga Carla são ainda maiores. Aquela amiga dedicada, sincera, preocupada, falante, especial, divertida. Bom, eu ficaria aqui até amanhã falando sobre isso... Do fundo do meu coração, muito obrigada por tudo!

Aos demais professores do Cedeplar que fizeram parte da minha formação, eu dedico toda a minha consideração e respeito, pela transmissão do conhecimento e por acreditarem na educação como forma de tornar o mundo melhor.

À Fundação SEADE que, gentilmente, forneceu os dados utilizados neste trabalho. Em especial, gostaria de agradecer às funcionárias Magali e Ângela pela ajuda na captação dos dados, e aos professores Carlos Eugênio de Carvalho Ferreira e Antônio Benedito Marangone Camargo agradeço por terem me recebido com tanta cordialidade e atenção. Em especial, agradeço ao Professor Carlos Eugênio pela participação na minha banca e pelas contribuições tão importantes.

Aos meus amigos da Coorte 2007, pela união e amizade desde o começo. Já me lembro, com muitas saudades, de todos os momentos divertidos e difíceis que compartilhamos. Elaine, Regiane, Tati, Mariana, Marinna, Julio, Gelson, Gui Leiva, Everton, Fabiana, Fernando e Eliana. À Luciene Longo, agradeço pela bela amizade construída ao longo desses dois anos. De uma maneira muito especial, gostaria de agradecer às minhas queridas amigas Flávia Sommerlatte e Luana Myrrha, que caminham comigo desde o início da graduação e que formaram, junto comigo, o “trio parada dura” da Atuária. Já na pós-graduação, nosso trio recebeu um super reforço que o transformou em um quarteto fantástico: Luciana Lima! Companheiras de aventuras da sala 2092: muito obrigada pela grande amizade. Eu não teria defendido essa dissertação no prazo se não fosse o apoio de vocês. Ademais, a caminhada não teria sido tão divertida se não tivesse dividido meu dia a dia com vocês!

A todos os colegas das demais coortes, agradeço pelos momentos de descontração no corredor, pela ajuda, companhia para o café e almoços divertidos. Agradeço à Marília Miranda pelas aulas de monitoria de TAD II e aos colegas das coortes 2008 e 2009 pela grande oportunidade de dividir o que aprendi um pouco antes e, muito mais do que isso, aprender com vocês durante as aulas de monitoria de TAD I e TAD II. Especialmente, agradeço à Raquel Guimarães e à Anna Carolina Pinto pela amizade, carinho e incentivo com que dedicaram a mim durante o período em que fui monitora de TAD II. Meu carinho muito especial àqueles colegas que foram se tornando amigos: Mirela, Andréa Branco, Titina, Clarissa, Laetícia, Denise, Cíntia, Marisa, Elisenda, Julio Romero, Luiza de Marillac, Luísa Terra, Marden, Heloísa, Maira, Luciana Luz, Marcos Roberto, Edwan e todos os outros.

Aos colegas da Pesquisa Jovem, com os quais tive oportunidade de aprender muito: Almada, Luiza, Adriana, Vanessa, Leo, Hugo e todos aqueles que participaram comigo das pesquisas de campo e das horas muito divertidas codificando questionários.

Aos funcionários do Cedeplar agradeço pela cordialidade de sempre. Em especial, gostaria de agradecer ao Sebastião, Cecília, à Adriana do Xerox, e à

Maria Alice da biblioteca. Agradeço também a Ana Paula Pyló, sempre muito simpática e disponível para uma conversa agradável!

Do departamento de Economia, gostaria de agradecer dois professores que se tornaram meus amigos: Ana Flávia Machado e André Golgher. Ana, apesar de nunca ter sido minha professora, é um exemplo pra mim. Admiro sua competência, dedicação e força. Muito obrigada pela amizade! Ao André agradeço por todos os muitos momentos divertidos que passamos juntos. E ao amigo Fred Melo agradeço pelas muitas gargalhadas no movimento “Mando este email...”.

À Venina, minha terapeuta, agradeço por me ajudar a suportar toda a pressão que um trabalho acadêmico traz. Obrigada por me ensinar a lidar com os problemas em um momento em que achei que tudo estava perdido e que eu não suportaria. Hoje me sinto muito mais segura e independente. À minha dentista, Luciana, agradeço pelas conversas agradáveis e divertidas nas minhas visitas mensais ao seu consultório.

Aos meus amigos Drica, Kiko, Fernandinha, Severino, Débora, Edissa, Tetê e todos os outros, pela amizade e compreensão durante este tempo.

À Turma do ONZE eu mando aquele abraço! Eu não seria tão feliz e realizada se não fizesse parte de uma família super unida e animada. Em especial, agradeço ao tio Almir e Ana que estreitaram ainda mais nossos laços me dando um lindo presente: minha amada afilhada Nandinha.

À minha Vó Teca, agradeço pelo enorme coração, por ter me acolhido com todo amor e carinho durante muitos anos em sua casa e por fazer parte, junto com meus pais, da minha educação.

À minha querida irmã Lholho agradeço o apoio, amizade e generosidade. Ela, que é uma menina brilhante e dedicada, me ajudou a estudar em um momento crítico da minha vida e me fez acreditar que eu seria capaz... Demorei muito tempo pra acreditar. Ao meu irmão Lipe, agradeço o amor, carinho e companheirismo. Aos meus primos-irmãos Celinho e Dotinha agradeço pelas parcerias e farras de sempre. E à minha prima-irmã Carol, companheira de aventuras na transição para

a vida adulta, agradeço pela amizade, compreensão, respeito e companheirismo durante toda a minha vida.

Finalmente, agradeço aos meus pais, Paulo e Mila, exemplos de união, trabalho e dedicação, pelo amor incondicional, valores e por terem feito a opção de investir nos meus estudos, me proporcionando uma educação sólida e realizando meus sonhos e, na maioria das vezes, deixando os seus próprios sonhos para depois. Espero um dia poder retribuir tanto amor e dedicação....

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

DATASUS – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde

DO – Declaração de Óbito

EEB – Equação de Balanceamento de Brass

EGB – Equação Geral de Balanceamento

IBGE – Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia

P&C – Preston & Coale

SEADE – Sistema Estadual de Análise de Dados

SIM – Sistema de Informação sobre Mortalidade

SINASC – Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos

TEM – Taxa Específica de Mortalidade

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
2 O DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO	5
2.1 Níveis do diferencial na mortalidade por sexo	5
2.1.1 Tendências de longo-prazo do diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo: a experiência dos países desenvolvidos	7
2.2 Padrões etários do hiato na mortalidade por sexo	13
2.3 Contribuição dos diferentes grupos de idade para o diferencial nas esperanças de vida feminina e masculina	16
2.4 Considerações adicionais.....	19
3 DADOS E MÉTODOS	23
3.1 Fontes de dados.....	23
3.2 Construção das séries históricas de mortalidade de período e coorte e das tábuas de vida de período	25
3.3 Correção do fenômeno da “invasão de óbitos”	28
3.4 Avaliação e correção do sub-registro das taxas de mortalidade de período ..	30
3.5 Aspectos metodológicos.....	33
3.5.1 Medidas empregadas nas análises	34
3.5.2 A decomposição da diferença entre expectativas de vida ao nascer	34
4 O DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO: PERSPECTIVA DE PERÍODO	39
4.1 O diferencial por sexo na esperança de vida ao nascer.....	39
4.2 Padrão etário do hiato na mortalidade entre os sexos	46
4.3 Contribuição dos diversos grupos etários para o hiato na mortalidade entre os sexos	52
5 O DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO: PERSPECTIVA DE COORTE.....	60

5.1 A evolução das taxas específicas de mortalidade das coortes	61
5.2 Padrão etário do hiato na mortalidade entre os sexos	63
5.3 A contribuição dos grupos etários para o diferencial por sexo na esperança de vida ao nascer: a experiência das coortes completas de 1925 e 1930	67
6 CONCLUSÃO.....	71
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	75
ANEXO A	86
ANEXO B	88
ANEXO C	95

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

TABELA 1: GRAU DE COBERTURA DOS REGISTROS DE ÓBITOS, POR SEXO, SEGUNDO O MÉTODO DA EQUAÇÃO GERAL DE BALANCEAMENTO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 1950	32
FIGURA 1 – DIFERENÇAS ENTRE AS ESPERANÇAS DE VIDA AO NASCER MASCULINA E FEMININA, EM COMPARAÇÃO COM OS NÍVEIS DA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER DAS MULHERES, PARA PAÍSES SELECIONADOS E MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1950/1955 E 2000/2005.....	40
FIGURA 2: EVOLUÇÃO DOS DIFERENCIAIS NA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER POR SEXO SEGUNDO O NÍVEL DE MORTALIDADE FEMININA NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920-2005	44
FIGURA 3: EVOLUÇÃO DOS DIFERENCIAIS NA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER POR SEXO NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920-2005	44
FIGURA 4: LOGARITMO DAS TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE FEMININAS, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005.....	47
FIGURA 5: LOGARITMO DAS TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE MASCULINAS, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005	47
TABELA 2: RAZÕES ENTRE TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE MASCULINAS E FEMININAS, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005.....	49
FIGURA 6: PADRÃO ETÁRIO DO DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 1950	50
FIGURA 7: PADRÃO ETÁRIO DO DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1960 A 1970	50
FIGURA 8: PADRÃO ETÁRIO DO DIFERENCIAL POR SEXO NA MORTALIDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1980 A 2005	51
TABELA 3: CONTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS GRUPOS ETÁRIOS QÜINQUÊNAIS PARA O DIFERENCIAL NA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005.....	53

TABELA 4: CONTRIBUIÇÃO DOS GRUPOS ETÁRIOS PARA O DIFERENCIAL NA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005	54
TABELA 5: VARIAÇÃO DO DIFERENCIAL NA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920/1930 A 2000/2005.....	57
FIGURA 9: LOGARITMO DAS TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE DAS COORTES, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005, SEXO FEMININO	62
FIGURA 10: LOGARITMO DAS TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE DAS COORTES, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005, SEXO MASCULINO.....	62
FIGURA 11: PADRÃO ETÁRIO DO DIFERENCIAL NA MORTALIDADE DAS COORTES, POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 1950.....	65
FIGURA 12: PADRÃO ETÁRIO DO DIFERENCIAL NA MORTALIDADE DAS COORTES, POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1960 A 2005.....	65
TABELA 6: RAZÕES ENTRE TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE MASCULINAS E FEMININAS DE COORTES, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005.....	66
TABELA 7: EVOLUÇÃO DA ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER DAS COORTES, POR SEXO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 E 1925.....	67
TABELA 8: CONTRIBUIÇÃO DOS GRUPOS ETÁRIOS PARA O DIFERENCIAL NA E_0 POR SEXO DAS COORTES, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 E 1925.....	68
TABELA A1: TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE POR MIL HABITANTES, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005, SEXO MASCULINO.....	86
TABELA A2: TAXAS ESPECÍFICAS DE MORTALIDADE POR MIL HABITANTES, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 A 2005, SEXO FEMININO.	87

TABELA B1: GRAU DE COBERTURA DO REGISTRO DE ÓBITOS SEGUNDO OS MÉTODOS DE BRASS (1975) E PRESTON & COALE (1980). MUNICÍPIO DE SP, 1920 A 2000.....	89
FIGURA B1 : GRAU DE COBERTURA DO REGISTRO DE ÓBITOS SEGUNDO O MÉTODO DA EQUAÇÃO GERAL DE BALANCEAMENTO, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920-2000	90
FIGURA B2: GRAU DE COBERTURA DO REGISTRO DE ÓBITOS SEGUNDO O MÉTODO DE PRESTON & COALE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920-2000.....	91
FIGURA B3: FUNÇÕES DE MORTALIDADE OBSERVADA SEM CORREÇÃO E ESTIMADAS VIA MODELO LOGIT POR DIVERSOS PADRÕES (A E B CALCULADOS COM OS DADOS OBSERVADOS). MUNICÍPIO DE SP, SEXO FEMININO, 1935	94
FIGURA B4: FUNÇÕES DE MORTALIDADE OBSERVADA SEM CORREÇÃO E ESTIMADAS VIA MODELO LOGIT POR DIVERSOS PADRÕES (A E CALCULADO COM OS DADOS OBSERVADOS E B=1). MUNICÍPIO DE SP, SEXO FEMININO, 1935	94
TABELA C1 – TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 (HOMENS).....	95
TABELA C2: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1925 (HOMENS).....	95
TABELA C3: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1930 (HOMENS).....	96
TABELA C4: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1935 (HOMENS).....	96
TABELA C5: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1940 (HOMENS).....	97
TABELA C6: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1945 (HOMENS).....	97

TABELA C7: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1950 (HOMENS).....	98
TABELA C8: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1955 (HOMENS).....	98
TABELA C9: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1960 (HOMENS).....	99
TABELA C10: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1965 (HOMENS).....	99
TABELA C11: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1970 (HOMENS).....	100
TABELA C12: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1975 (HOMENS).....	100
TABELA C13: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1980 (HOMENS).....	101
TABELA C14: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1985 (HOMENS).....	101
TABELA C15: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1990 (HOMENS).....	102
TABELA C16: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1995 (HOMENS).....	102
TABELA C17: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 2000 (HOMENS).....	103
TABELA C18: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 2005 (HOMENS).....	103
TABELA C19: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1920 (MULHERES)	104
TABELA C20: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1925 (MULHERES)	104
TABELA C21: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1930 (MULHERES)	105

TABELA C22: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1935 (MULHERES)	105
TABELA C23: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1940 (MULHERES)	106
TABELA C24: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1945 (MULHERES)	106
TABELA C25: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1950 (MULHERES)	107
TABELA C26: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1955 (MULHERES)	107
TABELA C27: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1960 (MULHERES)	108
TABELA C28: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1965 (MULHERES)	108
TABELA C29: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1970 (MULHERES)	109
TABELA C30: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1975 (MULHERES)	109
TABELA C31: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1980 (MULHERES)	110
TABELA C32: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1985 (MULHERES)	110
TABELA C33: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1990 (MULHERES)	111
TABELA C34: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1995 (MULHERES)	111
TABELA C35: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 2000 (MULHERES)	112
TABELA C36: TÁBUA DE MORTALIDADE POR GRUPOS QÜINQÜENAS DE IDADE, MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 2005 (MULHERES)	112

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi analisar, sistematicamente, o diferencial de mortalidade entre os sexos no município de São Paulo, de 1920 a 2005. Em primeiro lugar, foram realizadas análises de período dos níveis e padrões do hiato na mortalidade entre os sexos. Em seguida, observou-se a experiência das coortes. Para cumprir este objetivo, examinou-se o diferencial por meio de três indicadores: hiato na esperança de vida ao nascer; razão de sexo entre taxas específicas de mortalidade; e a contribuição das distintas idades no hiato na esperança de vida ao nascer, com base na utilização de um método de decomposição. De uma maneira geral, as tendências de período observadas no município de São Paulo foram semelhantes àquelas verificadas em países desenvolvidos, com algumas especificidades. No que diz respeito à tendência de longo prazo do nível do diferencial na mortalidade por sexo, observou-se uma defasagem temporal de 30 a 50 anos. O início do processo de transição do padrão etário da mortalidade diferencial entre homens e mulheres foi tardio mas, recentemente, as mudanças observadas foram semelhantes às dos países desenvolvidos. A contribuição das distintas idades para o hiato na esperança de vida ao nascer por sexo indicou que uma grande desvantagem masculina não implica, necessariamente, uma grande parcela de contribuição para o hiato na esperança de vida ao nascer. A redução do diferencial observada no último quinquênio foi explicada, principalmente, pela redução da mortalidade masculina nas idades jovens. Entretanto, adultos e idosos também contribuíram com uma parcela significativa. As análises dos padrões etários das coortes indicam que há uma tendência de rejuvenescimento da desvantagem masculina de uma coorte para outra. Esta tendência é semelhante àquela descrita para os países desenvolvidos, nos períodos, e não parece haver, entre as coortes, a defasagem temporal observada nos padrões de período em São Paulo.

Palavras-chave: diferencial de mortalidade por sexo, decomposição, São Paulo

ABSTRACT

The aim of the present study was to examine, systematically, the sex differential in mortality in São Paulo, from 1920 to 2005. At first, there was an analysis of levels and patterns of the gap in mortality between the sexes. Then, the experiences of cohorts were disentangled. To achieve this, the differential through three indicators, were analyzed: (1) gap in life expectancy at birth; (2) the sex ratios between specific rates of mortality, and (3) the contribution of different ages in the gap in life expectancy at birth, based on a decomposition method. In general, period trends observed in São Paulo were similar to those found in developed countries, with some specificities. Regarding long-term trend in the level of the differential in mortality by sex, there was a lag time from 30 to 50 years. The beginning of the transition of the age pattern of mortality differentials between men and women was late; however, in recent years, the observed changes were similar to those of developed countries. The contribution of different ages to the gap in life expectancy at birth by sex indicated that a large male disadvantage does not, necessarily, imply a large part of contribution to the gap in life expectancy. The reduction on the differentials observed in the last five years has been explained, mainly by the decrease in male mortality at young ages. However, adults and seniors also contributed in a significant amount. The analysis of patterns of age cohorts indicates that the differential tends to concentrate on younger. This trend is similar to that described for the developed world in the (period analysis), and there does not appear, among the cohorts, the observed lag time in the patterns of period in São Paulo.

Keywords: sex differential in mortality, decomposition, São Paulo

1 INTRODUÇÃO

O declínio histórico da mortalidade tem levado ao aumento da esperança de vida ao nascer e à redução significativa da variabilidade dos destinos individuais em relação à morte, sobretudo nos países desenvolvidos (Vallin, 1983; Gonzaga, 2008). Apesar da menor variabilidade observada, ainda existem algumas diferenciais nos níveis de mortalidade entre populações humanas, como aqueles observados entre países ou regiões e entre grupos sociais. Dentre essas diferenças, destaca-se o hiato na mortalidade entre os sexos.

Além de ser uma característica populacional fixada ao nascer e facilmente mensurável, o sexo é um dos determinantes mais importantes da inserção dos indivíduos na sociedade. Tal inserção é construída durante a vida, por meio de valores culturais e sociais. As diferenças observadas entre os sexos muitas vezes determinam estilos de vida distintos e afetam a maneira e o momento que homens e mulheres adoecem e, portanto, as condições que os levam à morte (Chor et al, 1992; Case & Paxson, 2005).

O sexo é também um dos critérios mais evidentes de distinção genética entre indivíduos da mesma espécie. Para espécies humanas, entretanto, ser homem ou mulher está associado também a diferenças psicológicas, sociais, econômicas, entre outras, de modo que o aspecto genético das diferenças observadas na mortalidade pode ser apenas marginal (Vallin, 1983; 2004; Kalben, 2000).

Via de regra, os homens experimentam maior mortalidade que as mulheres, a cada idade, exceto em alguns países, especialmente naqueles situados no continente asiático. A magnitude da desvantagem masculina varia de acordo com as condições sociais, econômicas e ambientais. Durante grande parte do século XX, a mortalidade total declinou, as causas de óbito mudaram de transmissíveis para não transmissíveis e a desvantagem masculina continuou a crescer em muitos países industrializados. Entretanto, nos países mais desenvolvidos, desde 1970, o hiato na expectativa de vida ao nascer entre os sexos vem estreitando (Glei, 2005; Trovato, 2005; Preston & Wang, 2006; Glei & Horiuchi, 2007).

Os países em desenvolvimento também passaram, no século XX, pelos processos de transição da mortalidade e se encontram em estágios distintos do processo de transição epidemiológica (mudança da predominância de doenças infecto-contagiosas, transmissíveis, para a hegemonia de doenças crônicas, não transmissíveis, na estrutura de mortalidade por causas). Mas, em muitos desses países, como no Brasil, o diferencial de mortalidade por sexo ainda não apresenta sinais inequívocos de redução (Simões, 2002).

Fatores de natureza socioeconômica, cultural, ambiental ou política podem ser arrolados para explicar o diferencial na mortalidade por sexo, além daqueles de natureza biofisiológica (Kalben, 2000). No caso do Brasil, uma das razões evocadas tem sido o aumento da sobremortalidade masculina no segmento populacional composto por jovens e adultos, relacionado a mortes por causas externas, especialmente homicídios e violências (Ferreira & Castiñeiras, 1996a, 1996b; Simões, 2002; Seade, 2006).

É possível, porém, que outros aspectos possam ser arrolados e que haja especificidades no papel de cada um deles, ao longo do tempo. Trata-se, portanto, de um campo de investigação promissor, capaz de revelar resultados importantes para o conhecimento e entendimento do fenômeno, assim como para subsidiar ações ou políticas visando à redução dessa desigualdade. A despeito de sua importância, especialmente tendo em vista a persistência ou aumento do diferencial de mortalidade por sexo, ainda são escassos os estudos nessa área focalizando o Brasil, suas unidades federativas e seus municípios.

Neste contexto, o objetivo principal deste trabalho consiste em analisar o diferencial de mortalidade entre os sexos no município de São Paulo, ao longo de 85 anos (1920 a 2005), período que compreende estágios distintos do processo de transição da mortalidade. Mais especificamente, pretende-se verificar os níveis e padrões do hiato na mortalidade entre os sexos, por períodos e por coortes, observando se há diferenças entre eles. Esta análise é feita por meio de um estudo comparativo com os padrões descritos na literatura internacional, no intuito de caracterizar a experiência do município de São Paulo no período. Finalmente, é examinada a contribuição dos diversos grupos etários para o hiato na esperança de vida ao nascer entre os sexos, ao longo deste período.

A evolução do diferencial de esperança de vida ao nascer, por sexo, no Brasil, na segunda metade do século XX e início do século XXI, aponta para uma questão que merece maior destaque e investigação, uma vez que o hiato vem aumentando ao longo do tempo (Simões 2002), mesmo diante da contínua redução da mortalidade e avanço no processo de transição epidemiológica. Trata-se, portanto, de uma tendência contrária àquela que vem sendo recentemente verificada nos países desenvolvidos. Neste sentido, um estudo sistemático do diferencial na mortalidade entre os sexos, como o proposto neste trabalho, pode ajudar a elucidar questões ainda pouco claras, sobretudo a respeito das tendências de longo prazo e do comportamento futuro do diferencial. As projeções da mortalidade dependem de suposições sobre o declínio dos níveis de mortalidade por sexo e do padrão etário de tais declínios. Assim, um melhor entendimento dos padrões históricos de tais diferenças pode fornecer pistas importantes para prever as tendências futuras (Glei, 2005).

O município de São Paulo foi escolhido como foco deste estudo por três motivos. Em primeiro lugar, para alcançar os objetivos propostos é necessária uma série longa de registros de óbito desagregada por sexo e idade. A Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação SEADE) possui tal série para a capital do estado e já é bastante conhecido o fato de que a qualidade dos registros em São Paulo é uma das melhores do Brasil (Vasconcelos, 1998; 2000; Paes & Albuquerque, 1999). Ademais, como a maioria dos estudos que tratam deste tema foi conduzida nos países desenvolvidos, optou-se por estudar a população do município de São Paulo que, dentre os municípios brasileiros, é um dos mais desenvolvidos do ponto de vista econômico e social e, portanto, muito se assemelha aos países desenvolvidos. Finalmente, durante o período analisado, esteve em curso no município de São Paulo os processos de transição da mortalidade e transição epidemiológica.

A análise empreendida neste trabalho está organizada em seis capítulos, incluindo esta introdução. No segundo capítulo a revisão bibliográfica está centrada na identificação de padrões históricos de comportamento do diferencial de mortalidade por sexo nos países desenvolvidos e em desenvolvimento. A idéia é estabelecer parâmetros de comparação com a experiência específica registrada

para o município de São Paulo, entre 1920 e 2005, cuja análise é precedida pela apresentação, no Capítulo 3, das fontes de dados, de sua operacionalização e da descrição dos procedimentos metodológicos adotados para obtenção dos resultados. O foco do diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo é apresentado sob duas perspectivas: período e coorte. A análise contemplando a perspectiva de período, inserida no quarto capítulo, permite identificar a evolução da magnitude dos diferenciais de mortalidade por sexo, desagregada por idade, e contemplando, além de taxas específicas, a esperança de vida ao nascer. No quinto capítulo essas questões são retomadas com base na reconstituição de duas coortes completas, constituídas pelos indivíduos de 0 a 5 anos em 1920 e 1925, assim como em fragmentos de coortes para os anos subsequentes. O sexto capítulo é dedicado à apresentação da síntese dos principais resultados e de perspectivas de estudos futuros.

2 O DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO

O objetivo deste capítulo é examinar alguns aspectos relativos ao diferencial na mortalidade entre homens e mulheres, com ênfase na identificação de padrões etários dessas diferenças, ao longo do tempo, em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Espera-se, com isto, estabelecer os parâmetros para a discussão dos resultados para o município de São Paulo. Considerando a grande extensão da literatura nesta área, serão enfocados o nível, o padrão etário e a contribuição dos diferentes grupos de idade para o diferencial entre as esperanças de vida feminina e masculina.

2.1 Níveis do diferencial na mortalidade por sexo

Diversos estudos mostram que, em média, as mulheres vivem mais do que os homens, em todas as idades, (Retherford, 1975; Lopez, 1983; United Nations, 1983, 1988; Wingard, 1984; Chor et al, 1992; Formiga et al, 1995; Tuljapurkar & Boe, 1998; Kalben, 2000; Case & Paxson, 2005; Laurenti et al, 2005; Preston & Wang, 2006, entre outros), e mesmo antes do nascimento (Waldron, 1983; Wingard, 1984; Kalben, 2000). Este fato é conhecido pelo menos desde a segunda metade do século XVIII, quando Struyck, em 1740, e Deparcieux, em 1746, construíram as primeiras tábuas de vida desagregadas por sexo (Luy, 2003).

A vantagem feminina na sobrevivência tem sido observada, desde então, nos países desenvolvidos, e cresceu de forma contínua durante grande parte do século XX, tornando-se, assim, um dos principais temas de pesquisa em mortalidade (Luy, 2003). Parte do hiato na mortalidade entre homens e mulheres é atribuída à diferença biológica entre eles. Neste sentido, a maior sobrevivência feminina está associada, em primeiro lugar, ao segundo cromossomo X, presente apenas nas mulheres (Waldron, 1983; Kalben, 2000; Gee, 2002; Luy, 2003; Vallin, 2004; Zanfongnon & Borbeau, 2008), que as protege de doenças genéticas tipicamente masculinas, como a hemofilia e a miopatia (Vallin, 2004), e de

doenças do coração (Waldron, 1983; Gee, 2002). Ademais, o organismo feminino possui a capacidade de constituir reservas alimentares para responder às necessidades das gestações e do aleitamento que as permitem enfrentar, com maior facilidade, mudanças nas condições de vida (Vallin, 2004). Há, ainda, o papel dos hormônios femininos, como a progesterona e o estrogênio, que as protegem de doenças circulatórias, além de lhes conferir maior imunidade contra doenças cérebro-vasculares (Waldron, 1983; Kalben, 2000; Luy, 2003; Vallin, 2004; Zanfongnon & Borbeau, 2008).

Além da diferença estritamente biológica, há outros fatores implícitos no diferencial de mortalidade entre homens e mulheres. A parcela da desvantagem masculina que não está associada a fatores endógenos tem sido explicada por fatores exógenos, como os de natureza social, ambiental e comportamental. Dentre estes, destacam-se as diferenças no estilo de vida de homens e mulheres, no que diz respeito a consumo de álcool, dieta, exercícios físicos, direção perigosa, riscos associados ao trabalho, maior exposição e susceptibilidade ao estresse, violência e consumo de nicotina (Retherford, 1975; Gjonça, 1999; Kalben, 2000; Luy, 2003; Vallin, 2004). Entretanto, outros fatores, tais como o status socioeconômico e benefícios advindos dos avanços da medicina também devem ser levados em conta para explicar o fenômeno (Zanfongnon & Borbeau, 2008). Neste sentido, observa-se que a mortalidade diferencial por sexo é resultante da combinação de fatores endógenos e exógenos.

Em algumas sociedades, entretanto, onde se observou pouco progresso no que diz respeito à transição da mortalidade, meninas e jovens mulheres experimentam maior chance de morrer do que os homens. Nestes casos, os diferenciais de mortalidade por sexo refletem, também, o papel das mulheres dentro da família e na sociedade, além das conseqüências, na saúde, da discriminação social, econômica e cultural que elas enfrentam (Lopez & Ruzicka, 1983). Essa

discussão ensejou a consideração, também na mortalidade, da dimensão de gênero¹ para ajudar a explicar os diferenciais entre homens e mulheres.

A transição epidemiológica, nos países industrializados, observada durante o século XX, foi acompanhada por ganhos expressivos na esperança de vida. Inicialmente, mulheres e homens apresentaram reduções comparáveis de mortalidade. Entretanto, quando as doenças não transmissíveis passaram a constituir o conjunto das principais causas de óbito, os ganhos em longevidade das mulheres excederam, de forma consistente, os ganhos masculinos. O aumento do diferencial na sobrevivência entre os sexos ocorreu, em alguma medida, em todos os países desenvolvidos, apresentando variações na data de início e na magnitude da mudança (Lopez, 1983; Glej & Horiuch, 2007). Nos anos 1950, o hiato na esperança de vida variou entre 2,5 anos na Holanda e 6,6 anos na Finlândia. No final da década de 1970, observaram-se os maiores diferenciais, em torno de 10 anos, nos países da antiga União Soviética (Rússia, Letônia, Lituânia e Ucrânia). Nos demais países desenvolvidos, o hiato variou entre 5,5 e 8,8 anos (Glej, 2005; Glej & Horiuch, 2007). A partir do início dos anos 1980, entretanto, análises detalhadas dos dados recentes de mortalidade apontam uma mudança nesta tendência: na maioria dos países desenvolvidos, os diferenciais de mortalidade por sexo vêm diminuindo (Glej, 2005; Trovato, 2005; Preston & Wang, 2006; Glej & Horiuch, 2007).

2.1.1 Tendências de longo-prazo do diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo: a experiência dos países desenvolvidos

Diversos autores descreveram a trajetória da desvantagem masculina na esperança de vida ao nascer nos países desenvolvidos (Vallin, 1983; 2004; United Nations, 1988; Glej, 2005; Trovato & Heyen, 2006; Glej & Horiuch, 2007; Zanfongnon & Boureau, 2008, entre outros). Nas análises, alguns autores

¹ Discussão sobre o significado de gênero e sua associação com a mortalidade diferencial por sexo pode ser encontrada em estudos tais como o de Verbrugge (1983), Bhatia (1983), Vallin (2004), Laurenti et al (2005) e Trovato (2005).

apontam que as séries históricas do diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo não são uniformes e, por este motivo, não podem ser efetivamente modeladas (Vallin, 1983; United Nations, 1988; Glei & Horiuch, 2007). Entretanto, de uma maneira geral, quando os países são agrupados por afinidade geográfica ou cultural, tais grupos apresentam algumas semelhanças nas tendências do hiato entre as expectativas de vida masculina e feminina (Vallin, 1983; Glei, 2005; Glei & Horiuch, 2007).

Em seu estudo, Vallin (1983) destaca que as tábuas-padrão da família Coale & Demeny (Coale & Demeny, 1983) não foram capazes de predizer as tendências observadas nos países. Embora o hiato na mortalidade por sexo, até os anos 1970, não apresentasse sinais inequívocos de redução, as tábuas de vida padrão projetavam uma reversão da tendência quando a esperança de vida feminina alcançava aproximadamente 70 anos. Estudos posteriores mostram que muitos países desenvolvidos experimentaram e vêm experimentando uma reversão desta tendência (Conti et al, 2002; Meslé, 2004; Glei, 2005; Trovato & Heyen, 2006; Glei & Horiuch, 2007, entre outros). Vale ressaltar, no entanto, que a reversão observada nestes países ocorreu quando os níveis de mortalidade eram menores do que aqueles previstos pelas tábuas-padrão de Coale & Demeny.

Vallin (1983) identificou cinco grupos de países semelhantes no que tange à trajetória histórica do hiato na esperança de vida ao nascer entre os sexos, até o final da década de 1970. Posteriormente, Glei (2005) e Glei & Horiuch (2007) atualizaram estes agrupamentos, incorporando dados mais recentes. Diversos estudos também examinaram o diferencial na esperança de vida entre os sexos em uma perspectiva longitudinal, mas com base na análise apenas da trajetória de um país, região ou de um grupo menor de países (Gjonça et al, 1999; Conti et al, 2002; Meslé, 2004; Vallin, 2004; Lee, 2006; Trovato & Heyen, 2006; Fihel, 2008; Zanfongnon & Boureau, 2008).

É importante salientar que existem algumas diferenças entre as classificações realizadas por Vallin (1983), Glei (2005) e Glei & Horiuch (2007). A motivação do primeiro autor foi o aumento do diferencial, ao passo que a motivação dos demais foi a sua redução. Ademais, Vallin (1983) procurou comparar a evolução do diferencial por sexo com as tábuas padrão de Coale & Demeny (Coale & Demeny,

1983). Para isto, o autor compara a evolução do diferencial com a evolução da esperança de vida ao nascer feminina, ou seja, com o nível de mortalidade, ao longo do tempo, ao passo que os demais autores verificam apenas a evolução do diferencial ao longo do tempo, independentemente do nível de expectativa de vida. Vallin (1983) descreveu de forma mais detalhada as diferenças observadas durante a ampliação da diferença na mortalidade por sexo, ao passo que os demais autores agruparam países com trajetória semelhante, tanto na ampliação quando na redução do diferencial, e com ênfase no período e no nível em que a reversão ocorreu. Dessa maneira, a composição dos grupos de países variou um pouco de um trabalho para o outro.

O primeiro grupo de países reúne os de origem anglo-saxônica (Inglaterra e País de Gales, Estados Unidos, Austrália, Canadá, Nova Zelândia e Irlanda). Neste grupo, o aumento rápido e sustentado da diferença na mortalidade por sexo ocorreu quando a esperança de vida feminina situava-se entre 50 e 60 anos. No entanto, o aumento começou bem antes no Canadá, Irlanda e Nova Zelândia, ao passo que nos Estados Unidos, na Austrália e Inglaterra e País de Gales esse processo seguiu a tendência do Modelo Oeste de Coale & Demeny (Vallin, 1983). No início dos anos 1970, mais precisamente em 1972, observaram-se os primeiros sinais de redução do diferencial na Inglaterra e País de Gales. Em seguida, no final da década de 1970 e início dos anos 1980, os demais países do grupo apresentaram a reversão da tendência, quando a esperança de vida feminina variou entre 76 e 80 anos (United Nations, 2008) e o nível do diferencial variava entre seis e oito anos (Trovato & Heyen, 2005; Preston & Wang, 2006; Gleijeses & Horiuchi, 2007; Fihel, 2008; Zangonon & Bourbeau, 2008).

O segundo grupo de nações, bastante homogêneo, inclui os países do Norte da Europa (Suécia, Dinamarca, Holanda, Noruega e Islândia), e apresentou um padrão completamente distinto do grupo anterior. Quando a esperança de vida feminina era inferior a 50 anos, os níveis do hiato na mortalidade entre os sexos situavam-se bem acima daqueles preditos pelos modelos teóricos de Coale & Demeny (1983), entre 3 e 4 anos. Depois, quando a esperança de vida feminina superou os 50 anos, a sobremortalidade masculina situou-se em níveis inferiores àqueles preditos pelo modelo teórico, entre 1 e 2,5 anos (Vallin, 1983). O padrão

Norte da família Coale & Demeny (1983) previa um suave declínio no excesso de mortalidade masculina quando a esperança de vida feminina atingisse níveis entre 60 e 70 anos. No entanto, esse declínio é tardio e tímido, quando comparado com a tendência real observada. Além disso, o padrão Oeste previa a redução da diferença na expectativa de vida por sexo quando os níveis da esperança de vida feminina superassem os 70 anos. Na realidade, o que ocorreu foi um forte aumento da diferença (Vallin, 1983), que continuou aumentando até o final dos anos 1970. Nos anos seguintes, todos os países do grupo experimentaram a reversão da tendência, quando a esperança de vida feminina variava entre 77 e 80 anos e com um nível do diferencial em torno de 6 anos. A Suécia foi o primeiro país do grupo a apresentar sinais de redução sustentada do diferencial, em 1980, e foi seguida pela Dinamarca, em 1982, Holanda, em 1983, Islândia, em 1984, e Noruega, em 1987 (Glei & Horiuch, 2007; Fihel, 2008).

O terceiro grupo, composto por países da Europa Central (Alemanha, Hungria, Áustria, Bélgica, antiga Tchecoslováquia e Suíça) seguiu uma tendência, até a década de 1970, que se insere entre os dois grupos anteriores. A tendência em alguns países, como a antiga Tchecoslováquia, foi semelhante àquela observada no primeiro grupo, ao passo que em outros, como a Alemanha, o padrão se aproximou do segundo grupo (Vallin, 1983). O primeiro país a experimentar a reversão da tendência foi a Áustria, em 1983, com a esperança de vida feminina em torno dos 76 anos e o nível do diferencial igual a 6,7 anos. Em todos os outros países a reversão ocorreu na década de 1990, quando o diferencial médio era de 7 anos e a esperança de vida feminina variava entre 75 e 80 anos (Trovato & Heyen, 2006; Glei & Horiuch, 2007; Fihel, 2008; United Nation, 2008). Vale ressaltar que o estreitamento ocorreu na República Tcheca, a partir de 1991, ao passo que, na Eslováquia, aconteceu somente a partir de 2001. Observou-se um comportamento semelhante na Alemanha, que ficou dividida em dois estados, de 1945 até o início da década de 1990. Na Alemanha Ocidental o declínio do hiato começou em 1981, ao passo que, na Alemanha Oriental o início do declínio ocorreu somente em 1995 (Glei & Horiuch, 2007).

O quarto grupo, composto por países mediterrâneos (Portugal, Espanha, Itália, Grécia, Bulgária e Iugoslávia) e o Japão, caracteriza-se por apresentar um

aumento sustentado do diferencial na mortalidade por sexo associado ao aumento da esperança de vida feminina. Neste grupo, para países onde havia dados disponíveis, observa-se um incremento forte da diferença mesmo antes de a esperança de vida feminina alcançar 50 anos. A tendência observada neste grupo é a que mais se aproxima do modelo Sul de Coale & Demeny (Coale & Demeny, 1983). Entretanto, quando a esperança de vida feminina atingiu aproximadamente 60 anos, o diferencial continuou aumentando e o padrão observado em todos os países se distanciou do modelo teórico (Vallin, 1983). O primeiro país deste grupo a experimentar a reversão da tendência foi a Itália, em 1992, quando a esperança de vida feminina alcançou 81 anos e o diferencial estava próximo de 6 anos. Em Portugal, Espanha e Bulgária, o início da redução ocorreu no final dos anos 1990, quando a esperança de vida das mulheres variou entre 75 e 81 anos e a diferença atingiu aproximadamente sete anos. No Japão, entretanto, ainda não há sinais de redução do hiato na mortalidade entre os sexos, de forma que, em trabalhos mais recentes, este país tem sido classificado à parte dos demais (Glei, 2005, Trovato & Heyen, 2006; Glei & Horiuch, 2007).

O quinto grupo reúne quatro países desenvolvidos que experimentaram níveis extremamente altos de excesso de mortalidade masculina: antiga União Soviética, Finlândia, França e Polônia. Assim como observado na maioria dos grupos, o aumento sustentado do diferencial inicia-se quando a esperança de vida feminina alcançou aproximadamente 55 anos. Todos seguiram uma tendência bastante similar, mas se afastaram dos modelos de Coale & Demeny (Vallin, 1983). No final da década de 1970, o diferencial começou a reduzir na Finlândia, quando a esperança de vida feminina alcançou 79 anos e o diferencial atingiu 8 anos. Na França e na Letônia o processo só teve início no primeiro quinquênio dos anos 1990, quando os anos de vida média das mulheres alcançaram 82 e 75 anos, e o diferencial atingiu 8 e 12 anos, respectivamente (Glei, 2005; Glei & Horiuch, 2007; United Nations, 2008).

Análises dos dados recentes de mortalidade indicam que, na Rússia, Lituânia, Ucrânia e Japão, o diferencial na mortalidade por sexo ainda não apresenta sinais de redução (Glei, 2005; Lee, 2006; Trovato & Heyen, 2006; Glei & Horiuch, 2007). Na Rússia, Lituânia e Ucrânia o diferencial alcançou níveis recordes nos anos

2000, variando entre 11 e 13 anos. Estes países vivenciaram períodos de forte estagnação econômica e de declínios na esperança de vida, após 1960. De fato, o aumento na mortalidade afetou significativamente os homens, o que certamente contribuiu para a ampliação do diferencial até os anos recentes (Glei & Horiuch, 2007). O caso do Japão, por outro lado, parece ser uma exceção. Homens e mulheres japoneses experimentaram ganhos sustentados na mortalidade, as esperanças de vida ao nascer estão entre as maiores dos países desenvolvidos e a diferença se aproximava de 6 anos no primeiro quinquênio dos anos 2000 (Glei, 2005; Lee, 2006; Glei & Horiuch, 2007). De fato, Lee (2006) afirma que o comportamento do diferencial no país é peculiar, sobretudo quando comparado aos países com condições socioeconômicas similares.

A despeito das variações observadas em cada uma das nações, sobretudo no que tange à magnitude e ao início dos processos de ampliação e redução do diferencial, as análises da trajetória de longo prazo sugerem que o hiato na mortalidade por sexo passou por dois momentos distintos ao longo da transição da mortalidade. Nos países desenvolvidos, durante boa parte do século XX, o diferencial na esperança de vida entre homens e mulheres ampliou substancialmente em um contexto de mudanças demográficas importantes, como a redução sustentada no nível geral da mortalidade e a mudança em seu padrão etário (United Nations, 1988). Em um segundo momento, em geral quando os países alcançaram uma etapa avançada do processo de transição da mortalidade, observou-se uma reversão desta tendência, de forma que os países passaram a experimentar a redução da diferença entre as esperanças de vida de homens e de mulheres.

Há indícios de que a redução do diferencial na mortalidade por sexo guarda relação com as condições sociais, políticas e econômicas observadas em um determinado país ou região. No entanto, o caso do Japão parece indicar que questões de natureza socioculturais também exercem influência marcante sobre a magnitude das diferenças de mortalidade entre homens e mulheres.

As análises indicam que as tendências de longo prazo do diferencial resultam, em parte, de padrões distintos de declínio da mortalidade entre os sexos (Glei, 2005; Glei & Horiuch, 2007). Neste sentido, o objetivo da próxima seção é verificar os

padrões etários do diferencial na mortalidade por sexo e como este diferencial variou no tempo entre os países desenvolvidos.

2.2 Padrões etários do hiato na mortalidade por sexo

A razão de sexo entre taxas específicas de mortalidade, a cada grupo de idade especificado, é uma medida comumente utilizada para se examinar a desvantagem na mortalidade de um sexo com relação ao outro (United Nations, 1988). Uma razão igual à unidade indica que homens e mulheres experimentam o mesmo risco de morrer em determinada idade. Quanto maior for a razão, maior é a sobremortalidade masculina. Se for menor do que a unidade, as mulheres estão em desvantagem. A curva de razões de sexo entre taxas específicas de mortalidade indica o padrão etário do diferencial na mortalidade entre os sexos.

Na literatura internacional são quase inexistentes os trabalhos que verificam se os padrões etários do diferencial variam entre diversas nações em uma perspectiva longitudinal (Glei, 2005). A maioria dos trabalhos dedicados a estas análises são transversais (Lopez, 1983; United Nations, 1983; United Nations, 1988) ou acompanham a trajetória de um país em um período ou ao longo do tempo (Gjonça et al, 1999; Zanfongnon & Borbeau, 2008). Glei (2005) verificou as tendências do padrão etário do diferencial para diversos países desenvolvidos, em uma perspectiva longitudinal, de acordo com a disponibilidade de dados. A autora observou que o padrão etário se assemelha mais entre países do que entre períodos. Neste sentido, as nações desenvolvidas seguiram um padrão etário semelhante em determinados pontos no tempo e, com o passar dos anos, estes padrões foram se alterando, de forma que o início e magnitude da mudança variaram entre os países.

Até 1913, período que sucedeu a Primeira Guerra Mundial, as razões de sexo na mortalidade eram próximas da unidade em todas as idades, indicando que não havia grandes diferenças na mortalidade por sexo (Glei, 2005). Na maioria das nações com dados disponíveis para este período (Inglaterra e País de Gales, Itália, Dinamarca e Holanda), encontrou-se uma desvantagem feminina na mortalidade, sobretudo no início das idades reprodutivas. Entre as idades 40 e 64

anos, as razões eram próximas de 1,25, indicando um pico discreto na curva. A exceção observada neste período foi a Noruega, que experimentou razões elevadas entre as idades 15 e 24 anos (razões de 1,3 e 1,4, respectivamente) (Glei, 2005).

Entre a Primeira e Segunda Guerra Mundial foram observados dois padrões gerais. No primeiro, a desvantagem masculina entre as idades 40 e 64 ficou mais pronunciada, com razões de sexo variando entre 1,2 e 1,7. Outro grupo de países, entretanto, experimentou uma razão de sexo maior na idade zero (em torno de 1,3) e relativamente menor nas idades avançadas (próxima de 1,0) (Glei, 2005). Canadá, Dinamarca e Holanda ainda experimentavam desvantagem feminina na mortalidade durante este período, especialmente entre 25 e 39 anos (Glei, 2005; Zanfongnon & Borbeau, 2008).

O período seguinte (1946-1949) caracterizou-se pela universalidade da desvantagem masculina na mortalidade. Depois da Segunda Grande Guerra, observou-se uma mudança no padrão da curva de razões de sexo. O pico, até então observado entre as idades 40 a 64 anos, se deslocou para as idades mais jovens, entre 15 e 24 anos. Os primeiros países a experimentar esta transição foram Dinamarca, Holanda, Noruega e Suécia. Nos demais países, a maior desvantagem masculina ainda era observada nas idades adultas, muito embora a razão nas idades jovens também tenha aumentado (Glei, 2005; Zanfongnon & Borbeau, 2008).

Na década de 1950, observou-se padrões distintos. Em dois grupos de países o pico das razões nas idades jovens foi maior que o das idades adultas. No grupo formado por países como Canadá, Estados Unidos, Austrália, Hungria e Suécia, a desvantagem masculina nas idades jovens foi bem mais pronunciada do que no grupo composto pela Bélgica, França, Itália, Inglaterra e País de Gales (Glei, 2005; Zanfongnon & Borbeau, 2008). Observa-se na Bulgária, Espanha, Finlândia e no Japão um padrão distinto, cujo pico nas idades adultas foi maior do que aquele nas idades jovens.

Os dois picos ganharam magnitude em todos os padrões observados neste período. O pico das idades jovens alcançou 2,0 em muitos países e ultrapassou

2,5 naqueles onde era mais pronunciado. A razão de sexo nas idades adultas ultrapassou a cifra de 1,5 para a maioria destes países (Glei, 2005; Zanfongnon & Borbeau, 2008). No final dos anos 1950, os países que faziam parte da antiga União Soviética (Rússia, Lituânia e Letônia) revelaram um padrão etário distinto com relação aos dois casos anteriores. As razões de sexo entre as idades 25 a 39 foram iguais ou maiores do que aquelas entre as idades 15 a 24 anos, situando-se em torno de 2,0, conformando um padrão etário em formato de “U” invertido (Glei, 2005).

Para todos os padrões analisados, a tendência de aumento da desvantagem masculina permaneceu nos anos 1960 e 1970. Na maioria dos países, o pico da curva variou de 1,8 a 3,2 entre os 15 e 24 anos. Em alguns países, assim como nos anos 1950, a magnitude do segundo pico é semelhante à do primeiro, de forma que a estrutura se assemelha a um “M”. Na Rússia, Lituânia e Letônia observou-se um aumento substancial na desvantagem masculina entre as idades de 25 a 39 anos, entre as décadas analisadas (Glei, 2005).

Em muitos países, na década de 1980, a magnitude dos picos se manteve aproximadamente constante (Glei, 2005). Alguns padrões observados pela autora, nesta década, foram semelhantes àqueles descritos por Lopez (1983) e United Nations (1988). Assim como nas outras décadas, a maioria dos países apresentou alguma variação com relação ao padrão médio, sobretudo na magnitude e nas idades em que se observaram as maiores razões de sexo entre taxas. No Canadá, Estados Unidos, Austrália, Nova Zelândia, Suíça e Dinamarca o primeiro pico era bem maior do que o segundo (Lopez, 1983; United Nations, 1988; Glei 2005, Zanfongnon & Borbeau, 2008). Por outro lado, na Escócia, Holanda, Bélgica e Inglaterra e País de Gales o padrão se aproximou mais de uma curva em forma de “M”. Há, ainda, um terceiro padrão, que reuniu alguns países do Leste Europeu e Portugal, no qual se observou a ausência de grande desvantagem masculina nas idades adultas (Lopez, 1983; United Nation, 1988; Glei, 2005). Na Rússia, na Lituânia e na Letônia a desvantagem masculina entre 15 a 24 anos alcançou níveis semelhantes àqueles observados nas idades de 25 a 39 anos (Glei, 2005).

Nos anos 1990, o padrão etário das razões se manteve aproximadamente constante na maioria dos países. No entanto, o padrão mudou em países do Leste Europeu, Finlândia, França e Espanha, uma vez que a desvantagem masculina aumentou entre os 25 e 39 anos (Glei, 2005). Em contrapartida, o início dos anos 2000 caracterizou-se por reduções na magnitude dos picos em diversos países (Glei, 2005).

Para os países menos desenvolvidos, nos anos 1980, o perfil etário das razões de mortalidade por sexo apresentou um formato aproximado de “U” quando os níveis do diferencial entre os sexos eram desfavoráveis para as mulheres. Por outro lado, para os países que apresentaram uma maior vantagem feminina, o perfil etário se aproximou de um formato de “U invertido”. Países com níveis intermediários no diferencial exibem padrões também intermediários. O padrão etário das razões de sexo dos países menos desenvolvidos não parece variar de acordo com a região geográfica, a não ser pelo padrão único observado entre os países do Extremo Oriente asiático (United Nations, 1983).

No caso brasileiro, de 1940 a 1970, o padrão etário do diferencial na mortalidade por sexo não sofreu grandes variações. As razões foram bem próximas da unidade em todas as idades, alcançando 1,25 entre 40 e 64 anos (Simões, 2002). Nas décadas seguintes, até os anos 2000, houve um ganho substancial na desvantagem masculina entre os jovens adultos, especialmente entre 15 e 24 anos. Nestas idades, a razão alcançou 3,5 em 2000. Para a região Sudeste observou-se o mesmo padrão de mudança ao longo do tempo. No entanto, a magnitude da desvantagem masculina na mortalidade entre os jovens adultos foi maior, em torno de 5,0 (Simões, 2002). Outros estudos identificaram padrões semelhantes em localidades brasileiras, tais como São Paulo e Rio de Janeiro (Ortiz & Yazaki, 1984; Chor et al, 1992).

2.3 Contribuição dos diferentes grupos de idade para o diferencial nas esperanças de vida feminina e masculina

Como visto na seção anterior, as razões de sexo de taxas específicas de mortalidade são medidas úteis da desvantagem na mortalidade, por idade, de um

sexo com relação a outro (Lopez, 2003; United Nations, 1988). Entretanto, uma grande desvantagem na mortalidade em uma determinada idade não implica, necessariamente, uma grande contribuição para o diferencial total na mortalidade por sexo, ou seja, na expectativa de vida. Isto porque uma razão de sexo elevada, em determinada idade, pode ter pouco peso em termos de número esperado de anos de vida ao nascer, se a força de mortalidade nestas idades for pequena (United Nations, 1988; Glej, 2005). Assim, o objetivo desta seção é descrever quais foram os grupos etários que mais contribuíram para o hiato na mortalidade por sexo nos países desenvolvidos e como esta contribuição variou ao longo do tempo.

A despeito de algumas especificidades, os países desenvolvidos parecem ter seguido padrões semelhantes de contribuição das diversas idades para o hiato na esperança de vida entre os sexos, ao longo do tempo. Nos primeiros anos do século XX, para a maioria dos países desenvolvidos com dados disponíveis, o primeiro ano de vida foi o que mais contribuiu para o hiato na esperança de vida por sexo. Entretanto, na Finlândia, França, Suécia, Nova Zelândia e Espanha, as idades de 40 a 64 anos contribuíram com a maior parte do diferencial (de 35% a 45%). Glej (2005) propõe que este comportamento pode estar associado à mudança da estrutura da curva de mortalidade. Com o declínio da mortalidade infantil observada nestes países, houve um aumento da proporção de óbitos nas idades adultas e idosas. Conseqüentemente, tais idades passaram a ter um maior impacto na esperança de vida, contribuindo para o aumento das diferenças na mortalidade entre homens e mulheres.

Entre 1940 e 1980, em todos os países desenvolvidos verificados, os grupos etários entre 40 e 64 anos foram os que mais contribuíram para o diferencial na esperança de vida feminina e masculina (Glej, 2005; Glej & Horiuch, 2007). A contribuição variou de 36% a 50%, ao passo que a contribuição do primeiro ano de vida foi menor, situando-se entre 6% e 14% (Glej, 2005). Embora o pico das razões, observadas na seção anterior, tenha sido alto no grupo etário 15 a 24 anos, na maioria dos países, durante este período, sua contribuição para o hiato foi muito pequena, variando de 4% a 9%. Como discutido, a força de mortalidade é baixa nestas idades, apenas 5% dos óbitos em média. Isto explica este

aparente paradoxo (United Nations, 1988; Gleij, 2005). Vale destacar, ainda que, entre 1950 e 1980, o grupo etário jovem (0 a 19 anos) contribuiu de forma negativa para o diferencial no Japão, na Itália e na Nova Zelândia (Gleij & Horiuch, 2007).

No início dos anos 1980, na maioria dos países desenvolvidos, o grupo etário 1 a 4 anos foi o que menos contribuiu para o diferencial na mortalidade entre os sexos (United Nations, 1988; Gleij, 2005). A contribuição média do grupo 0 a 1 ano ficou em torno de 4%. Para as idades acima dos 4 anos, a contribuição média apresentou uma tendência de aumento com a idade, alcançando a cifra de 21,4% entre as idades de 55 a 64 anos e 24,5% entre 65 e 74 anos. Entretanto, para o grupo 75 anos e mais, a contribuição média foi menor, situando-se em torno de 18% (United Nations, 1988). O grupo 15 a 24 anos, apesar de experimentar uma razão de sexo elevada neste período, pouco contribuiu para o diferencial, assim como observado nos anos anteriores. Porém, observa-se que nos países que experimentaram os maiores níveis do diferencial total, a contribuição deste grupo foi relativamente maior do que aqueles aonde o nível do diferencial entre as esperanças de vida não se apresentou muito elevado (United Nation, 1988).

Nos anos mais recentes, marcados pela inversão da tendência do diferencial, as idades adultas e avançadas continuaram contribuindo, em maior medida, para o diferencial na mortalidade entre os sexos. Entre 1980 e 2003, as idades acima de 40 anos contribuíram em grande parte para o hiato na mortalidade entre homens e mulheres (Gleij, 2005; Trovato, 2005; Gleij & Horiuch, 2007). Este resultado parece ser consistente, visto que a maioria dos óbitos se concentrava nestas idades. Nos países da antiga União Soviética esta contribuição ficou em torno de 70%, ao passo que, nos outros países, variou de 80% a 90% (Gleij, 2005). Em boa parte dos países, o grupo 60 a 79 anos foi o que mais contribuiu para a redução do hiato (Gleij, 2005; Trovato, 2005; Gleij & Horiuch, 2007). Em contrapartida, para a maioria dos países, a contribuição do último grupo etário ainda foi no sentido de ampliação do hiato (Trovato, 2005; Gleij & Horiuch, 2007). A mortalidade infantil, por sua vez, contribuiu com uma parcela muito pequena (Gleij, 2005, Trovato, 2005).

Verificar como as distintas idades contribuem para o hiato na mortalidade entre os sexos confirma a hipótese de que uma grande desvantagem de um sexo, com relação ao outro (mensurado por meio das razões entre as taxas) em uma determinada idade, não implica, necessariamente, uma grande parcela de contribuição para o hiato na esperança de vida. Durante o século XIX e no início do século XX, observou-se o pico das razões entre 40 e 64 anos, ao passo que a mortalidade infantil foi a que mais contribuiu para o diferencial na expectativa de vida. Da mesma maneira, nos anos recentes, as idades avançadas tiveram um grande impacto no diferencial na esperança de vida, mesmo com a grande desvantagem masculina observada nas idades jovens em termos de razão de taxas de mortalidade. Assim, Gleit (2005) afirma que as razões de sexo não são suficientes para determinar quais idades tem o maior impacto no diferencial na mortalidade. É preciso levar em consideração também a estrutura da curva de mortalidade e a distribuição de óbitos por idade.

2.4 Considerações adicionais

Os estudos sobre o diferencial na mortalidade por sexo considerados nesta revisão estão centrados, em sua maioria, nas tendências e padrões observados nos países desenvolvidos. De fato, parece haver uma lacuna de estudos dessa natureza para os países em desenvolvimento e menos desenvolvidos, possivelmente devido ao problema de qualidade dos dados.

Nos países desenvolvidos, os estudos indicam que, ao longo dos séculos XIX e XX, o diferencial na mortalidade por sexo passou por um processo de transição, acompanhando, em alguma medida, os processos de transição da mortalidade e epidemiológica. Com a queda do nível geral de mortalidade, o hiato experimentou um aumento sustentado e, nas últimas décadas, vem reduzindo sistematicamente em muitos países.

Este processo também foi acompanhado por uma mudança no padrão etário da mortalidade diferencial entre homens e mulheres. Quando o nível geral de mortalidade era alto, as razões de sexo entre taxas específicas de mortalidade eram similares e próximas da unidade em grande parte dos grupos etários. Com o

aumento do hiato, a desvantagem masculina observada em alguns grupos etários também aumentou, gerando padrões distintos entre os grupos de países. Com a diminuição dos ganhos na esperança de vida observa-se um processo de estabilização da desvantagem masculina nos grupos etários onde esta era mais pronunciada. E, nos anos mais recentes, observa-se uma tendência de redução dos picos de sobremortalidade masculina em grande parte dos países.

No intuito de explicar os fatores associados a reversão do diferencial, alguns autores defendem a idéia de que as mudanças na história de tabagismo de homens e mulheres têm um papel importante na redução (Pampel, 2002; 2005; Preston & Wang, 2006). Por outro lado, alguns autores procuram demonstrar que o estreitamento pode ser resultado, primeiramente, de diferenças no padrão etário da mortalidade de homens e mulheres, e não de um declínio mais lento no nível geral de mortalidade experimentado pelas mulheres nos períodos mais recentes. Neste sentido, Gleit & Horiuchi (2007) afirmam que como a distribuição dos óbitos de mulheres tende a apresentar uma menor variabilidade do que a masculina, sobretudo nas décadas recentes, o diferencial por sexo pode reduzir com o declínio da mortalidade, mesmo se a razão de sexo entre taxas de mortalidade for mantida constante. Em outras palavras, se homens e mulheres experimentarem reduções semelhantes nas taxas específicas de mortalidade, ainda assim é possível observar uma redução no diferencial na mortalidade entre eles. De fato, os resultados dos autores sugerem que, na maioria dos países analisados, as diferenças no padrão etário da mortalidade entre homens e mulheres explicaram uma grande parte da redução do hiato. Entretanto, em alguns países, como os Estados Unidos, que representam cerca de 60% da população total dentre os países analisados, a redução das razões de sexo entre taxas explicou a maior parte do estreitamento (Gleit & Horiuchi, 2007).

Para os países em desenvolvimento e menos desenvolvidos a situação é menos clara, sobretudo devido à ausência de dados confiáveis (Langford & Storey, 1993). Apesar desta limitação, alguns autores observaram que o hiato na esperança de vida ao nascer entre os sexos também aumentou, em favor das mulheres, com o declínio da mortalidade (Ohadike, 1983; Vallin, 1983; Shrestha, 2000; Gee, 2002; United Nations, 2005; 2007), com exceção de alguns países

situados no continente asiático (Langford & Storey, 1993). Além disso, assim como se observou nas regiões mais desenvolvidas, a magnitude e a velocidade de aumento do hiato diferiram, sistematicamente, entre os diversos grupos de países, sobretudo na América Latina, Sul da Ásia, África Sub-sahariana e no Extremo Oriente da Ásia (United Nation, 1983). No entanto, o diferencial tende a ser menor do que aquele observado nos países mais desenvolvidos (Gee, 2002; Shrestha, 2000; United Nations, 2005; 2007) e ainda menor nas regiões menos desenvolvidas, que experimentam condições socioeconômicas e de saúde muito desfavoráveis (United Nations, 2005; 2007). Neste sentido, há indícios de que, em tais regiões, as mulheres estão em desvantagem mesmo em um contexto de ganhos na esperança de vida similares entre homens e mulheres.

O Brasil seguiu a tendência mundial, uma vez que as mulheres apresentaram maior esperança de vida do que os homens durante a segunda metade do século XX e houve uma rápida ampliação da diferença entre as esperanças de vida femininas e masculinas, no conjunto do Brasil, e, especialmente, na Região Sudeste. Entre 1940 e 2000 o hiato na esperança de vida brasileira por sexo variou de 4,41 para 7,78 anos, apresentando incrementos em todas as décadas, e os maiores ganhos proporcionais foram observados ao longo das décadas de 1940 (13%), 1950 (13%), 1970 (11%) e 1980 (21%). Nas décadas de 1960 e 1990, por sua vez, o incremento foi muito menor, em torno de 1% (Simões, 2002). Entre os anos de 2000 e de 2005, os diferenciais na esperança de vida entre os sexos no país mudaram pouco, 7,7 anos em 2000 e 7,6 anos em 2005 (Oliveira et al, 2006). O Rio de Janeiro apresentou os maiores diferenciais, tanto em 2000 (9,2 anos) quanto em 2005 (8,9 anos). No ano de 2005, Ceará ocupa a segunda posição (8,8 anos) seguido por São Paulo (8,5 anos). Vale destacar ainda que, nestas três unidades federativas, a sobremortalidade masculina diminuiu em 2005, em relação a 2000 (Oliveira et al, 2006). Ao que parece, então, inicia-se um processo, já em curso nos países desenvolvidos, de redução do diferencial de mortalidade por sexo.

Por outro lado, a contribuição dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer nem sempre acompanhou as tendências do padrão etário do hiato. De fato, a razão não leva em consideração a magnitude das taxas, ao

passo que a contribuição do grupo etário para o diferencial depende desta magnitude e da posição do grupo etário no eixo das idades (United Nations, 1988). Neste sentido, os estudos apontam para a importância da utilização de mais de uma medida na análise sistemática do diferencial na mortalidade entre os sexos, visto que a utilização somente das razões pode levar a conclusões incompletas ou até mesmo equivocadas.

Finalmente, é importante destacar que a análise dos fatores associados e das especificidades de cada um dos padrões descritos neste capítulo depende de uma análise aprofundada de diversos fatores – culturais, socioeconômicos, biológicos, entre outros – que foge ao escopo deste trabalho. De fato, a descrição de tais padrões tem como finalidade, apenas, caracterizar a tendência do diferencial na mortalidade por sexo, no município de São Paulo, em um contexto mais amplo de padrões internacionais.

3 DADOS E MÉTODOS

O objetivo deste capítulo é apresentar as fontes de dados utilizadas, os métodos empregados na preparação do banco de dados, além dos demais procedimentos metodológicos utilizados nesta dissertação.

3.1 Fontes de dados

Os insumos necessários para se estudar o diferencial de mortalidade por sexo podem ser estimados com base em duas fontes de dados: registro de óbitos e população.

Para o município de São Paulo, os dados de óbito desagregados por sexo e grupos etários são oriundos do Registro Civil e foram disponibilizados pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação SEADE). O Sistema de Estatísticas Vitais de São Paulo foi criado no final do século XIX e integra o sistema de Estatísticas do Registro Civil, coordenado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), além dos Sistemas de Informação sobre Mortalidade (SIM) e sobre Nascidos Vivos (SINASC), ambos coordenados pelo Ministério da Saúde. Este Sistema desempenha papel fundamental nas atividades de planejamento em diversas áreas, entre elas a de saúde pública. A partir de 1978, a Fundação SEADE passou a responder pela produção das estatísticas vitais do estado de São Paulo, tornando-se responsável pela coleta de dados, codificação, processamento e divulgação de informações sobre casamentos, nascidos vivos, nascidos mortos, óbitos e causas de morte referentes ao total da população (SEADE, 2008).

A Fundação SEADE disponibilizou os dados anuais de óbito por sexo e grupo etário para o período de 1903 a 2003. Os óbitos dos anos de 2004, 2005 e 2006 foram obtidos por meio do sítio eletrônico do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Estas informações são oriundas do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), que é gerido pelo Departamento

de Análise de Situação de Saúde, da Secretaria de Vigilância em Saúde, juntamente com as Secretarias Estaduais e Municipais de Saúde.

Os dados de população presente e residente² do município de São Paulo, para os anos de recenseamento disponíveis³, desagregados por sexo e grupos etários, são provenientes dos censos demográficos brasileiros. Até 1960 os dados foram fornecidos pela Fundação SEADE. A partir de 1970, foram utilizados os microdados disponibilizados pelo Cedeplar. Os dados da população do município dos anos de 1872, 1920, 1950 e 1960 estão desagregados por sexo, grupos etários quinquenais até a idade de 29 anos e grupos etários decenais de 30 até 80 anos e mais. As informações de 1940 estão em grupos decenais para todas as idades.

Diante de tais condições, optou-se por construir a série de mortalidade desagregada por sexo e grupos etários quinquenais, de 1920 até 2005, de cinco em cinco anos. Tal escolha se justifica por diversos motivos. Em primeiro lugar, partindo de 1920, elimina-se a necessidade de estimar as populações de 1905 e 1910, que seriam calculadas por meio das populações de 1890 e 1920, cuja qualidade é discutível, principalmente pela ausência de dados por sexo em 1890. Além disso, os dados de óbito anteriores a 1918 estão muito agregados nas idades adultas, o que diminuiria a precisão das estimativas. Vale ressaltar que o período de 85 anos entre 1920 e 2005 é extenso o suficiente para permitir a análise por período e coortes, incorporando as principais fases da transição de mortalidade ocorrida no município de São Paulo.

² Até 1960 a informação mais confiável era aquela disponibilizada para a população presente, embora a partir de 1940 fosse possível recuperar a população residente. A partir de 1970, a população era a residente.

³ 1872, 1890, 1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000. A Fundação SEADE não disponibilizou os dados de 1900, uma vez que para este ano o IBGE somente divulgou dados de população desagregados por idade e sexo para o conjunto da população brasileira e suas unidades federativas, mas não em nível de municípios ou capitais..

3.2 Construção das séries históricas de mortalidade de período e coorte e das tábuas de vida de período

A construção de séries históricas de mortalidade exigiu a adoção de alguns procedimentos preliminares, a fim de compatibilizar os dados de óbitos, no que diz respeito às (des)agregações por idade. Até 1923, os dados não estão disponibilizados em grupos etários quinquenais. De 1918 a 1923, eles são apresentados em grupos etários decenais, de 20 anos até 100 anos e mais. De 1924 a 1974, as informações sobre mortes infantis e na infância estão disponibilizadas por idade simples, e de cinco anos até 100 e mais em intervalos quinquenais. Em 1975 e 1976, o intervalo aberto é 85 e mais e, a partir de 1980, o grupo etário aberto passa a ser 80 anos e mais.

Para reconstruir as coortes, por meio dos dados de período, optou-se por trabalhar com as informações de cinco em cinco anos calendários e em grupos etários quinquenais desde a idade zero. Ademais, é necessário também definir o último intervalo: o grupo etário aberto. Além disso, visando mitigar o problema relacionado à má declaração de idade nas idades mais avançadas (Preston et al, 1999; Gomes & Turra, 2008) e visto que, nos últimos 25 anos, o intervalo aberto é de 80 anos e mais, optou-se por utilizar esta classificação em todos os anos em análise.

Uma vez definidos os anos e grupos etários, o passo seguinte consistiu em desagregar os óbitos nas idades adultas, nos anos onde se fez necessário. Várias são as técnicas disponíveis para este tipo de desagregação, destacando-se, entre as mais conhecidas, as técnicas de interpolação osculatória de Karup-King e Beers Modificado (Siegel & Swanson, 2004). Gonzaga (2008) realizou um exercício com o intuito de testar as diferenças entre as duas técnicas e observou que ambas resultaram em padrões semelhantes de distribuição dos óbitos. Nesta

dissertação, o método de interpolação osculatória adotado foi o de Karup-King⁴ (Siegel & Swanson, 2004).

Foi necessário desagregar os dados de população de forma que ficassem consistentes com a desagregação dos óbitos, ou seja, em grupos etários quinquenais. Em 1920, 1950 e 1960 os grupos etários decenais a partir de 30 anos foram desagregados, com exceção do intervalo aberto. Em 1940, todos os grupos etários, exceto o intervalo aberto, foram desagregados. O método utilizado para essas desagregações foi o mesmo adotado no caso dos dados de óbito, isto é, o método de interpolação osculatória de Karup-King (Siegel & Swanson, 2004). De 1970 a 2000, os dados de população já tinham a desagregação desejada.

Em seguida, foi necessário uniformizar o grupo etário aberto para 80 anos e mais nos anos de censo entre 1920 e 1960. Em 1920, as informações foram agregadas, visto que o grupo etário aberto era 100 anos e mais. Em 1940 e 1950, tal intervalo já era o desejado. Em 1960, o grupo era 70 anos e mais. Para desagregar tais intervalos optou-se por utilizar a média das proporções de pessoas nos grupos etários 70 e 74 anos, 75 e 79 anos e 80 anos e mais dos anos anteriores e posteriores. Tal procedimento parece consistente, uma vez que essas proporções não experimentaram grandes variações no período em questão.

Uma vez solucionada a questão da uniformidade dos grupos etários, o passo seguinte consistiu em estimar as populações dos anos intercensitários e de 1930, em que não houve recenseamento (IBGE, 2009). Como a população do denominador das taxas de mortalidade é freqüentemente utilizada no meio do ano, as populações foram estimadas, por meio de interpolação via taxa de crescimento populacional intercensitária (exponencial), para primeiro de julho de cada um dos anos, tanto para os anos de censo, quanto para os anos intercensitários.

⁴ Para maiores detalhes sobre métodos de interpolação osculatória, ver Siegel & Swanson (2004)

Para o ano de 2005, como não se tinha acesso à taxa de crescimento intercensitária, utilizou-se a população disponibilizada pelo DATASUS, fornecida pelo IBGE, e cuja data de referência é 1º de julho (DATASUS, 2009).

Para eliminar flutuações aleatórias no número de óbitos, as taxas de mortalidade de período foram calculadas por meio da divisão entre a média do número de óbitos de três anos consecutivos, ocorridos entre as idades x e $(x+n)$ e a população em 1º de julho do ano intermediário. Por exemplo, a função de mortalidade do ano de 1960 foi calculada dividindo-se a média dos óbitos ocorridos nos anos de 1959, 1960 e 1961 pela população de 1º de julho de 1960, por intervalos de idade quinquenais. A única exceção foi o ano de 1920, cuja média de óbitos foi calculada com os anos de 1920, 1921 e 1922.

Dado o elevado número de TEM's e a diversidade de estruturas de mortalidade entre populações, a comparação entre TEM's dificulta a análise do nível geral de mortalidade. Essa comparação pode ser feita com base em uma medida-resumo do nível da mortalidade e que não sofre influência da estrutura etária populacional, que é a esperança de vida em uma determinada idade x . A esperança de vida representa o número médio de anos que um indivíduo viverá a partir de determinada idade, caso experimente a função de mortalidade observada na população no período em questão (Carvalho et al, 1998; Preston et al, 2001). A esperança de vida é obtida por meio de uma tábua de mortalidade.

As tábuas de mortalidade de período, de 1920 a 2005, para o município de São Paulo, desagregadas por sexo e grupos etários (TAB. C1 a C36 do Anexo C), foram construídas por meio da relação que aproxima taxas específicas de mortalidade e probabilidades de morte. A construção de tais tábuas e a conseguinte obtenção da série de esperanças de vida à exata idade x são descritas detalhadamente em Carvalho et al (1998) e Preston et al (2001).

Uma vez construídas as funções e tábuas de período, de 1920 a 2005, de 5 em 5 anos, identificou-se as funções de mortalidade das coortes. Coorte é um conceito de extrema importância em demografia e é definida como um conjunto de pessoas que experimenta um evento demográfico particular durante um intervalo de tempo determinado (Preston et al, 2001). No caso específico desta

dissertação, as coortes analisadas foram aquelas com 0 a 4 anos de idade nos anos em estudo (coorte com 0 a 4 anos em 1920, 0 a 4 anos em 1925, ..., e 0 a 4 anos em 2005).

A reconstrução das coortes é um procedimento simples. Em uma matriz de taxas específicas de mortalidade (TAB. 1 e 2 do Anexo A), onde as colunas representam os períodos e as linhas representam os grupos etários, a função de mortalidade de um período – 1920, por exemplo – está alocada na coluna do ano 1920. Em contrapartida, a função de mortalidade da coorte que tinha 0 a 4 anos em 1920 está disposta na diagonal que tem início em 1920. Em outras palavras, essa coorte tinha 0 a 4 anos em 1920, 5 a 9 anos em 1925, 10 a 14 anos em 1930 e assim sucessivamente. No caso deste trabalho, foi possível reconstruir, com dados observados, duas coortes completas (1920 e 1925) e as restantes incompletas (1930 a 2005).

As análises de período agregam, em uma mesma função de mortalidade, pessoas que são de coortes de nascimento (ou, neste caso, de 0 a 4 anos) distintas e que, por este motivo, experimentaram riscos de morte diferentes ao longo do tempo. A grande vantagem da análise de coorte reside no fato de que indivíduos da mesma coorte experimentaram os mesmos riscos de morrer ao longo do tempo. Assim, o que se observa nos períodos não necessariamente reflete o comportamento das coortes. Se este comportamento não é estável ao longo do tempo, os dados de período refletem o que pode ser denominado como efeito de composição (Rios-Neto & Wajnman, 1994).

3.3 Correção do fenômeno da “invasão de óbitos”

Até 1969, o registro de óbitos do município de São Paulo era realizado segundo o local de ocorrência do óbito e não com base no local de residência do falecido (Goldani & Ferreira, 1982). Com isto, os municípios de maior porte, que contavam com infra-estrutura hospitalar e oferta de serviços de saúde, tinham suas estatísticas de mortalidade infladas em razão da ocorrência de óbitos de não residentes. Isto porque uma parcela da população se dirigia a esses municípios em busca de atendimento médico e internação hospitalar, e aqueles que faleciam

eram, então, contabilizados como óbitos do município de ocorrência do evento e não de residência do indivíduo. Este fenômeno é conhecido como “invasão de óbitos” (Berquó, 1974; Camargo, 1980; Laprega & Manco, 1999; Waldvogel & Ferreira, 2003). Dessa maneira, para que as estatísticas baseadas em óbitos por local de ocorrência sejam utilizadas com o intuito de avaliar as condições reais de mortalidade da população residente do município, bem como para a análise adequada de fenômenos demográficos e epidemiológicos, é necessário estimar a proporção de óbitos invasores, tornando possível corrigir os óbitos publicados, de forma que se aproximem da verdadeira experiência de mortalidade da população residente.

Para efeito deste trabalho foi necessário corrigir os óbitos relativos ao período de 1920 a 1965. Para tanto, contou-se com estimativas elaboradas no estudo pioneiro de Berquó (1974), que realizou uma pesquisa com o objetivo de estimar a magnitude da invasão de óbitos no município de São Paulo, por grupo etário e sexo, de 1929 a 1968⁵, por meio dos dados do Departamento de Arquivo do Estado de São Paulo. A idéia inicial da autora era realizar um estudo longitudinal, corrigindo o obituário desde 1872, ano em que ocorreu o primeiro recenseamento. Entretanto, como ela só conseguiu informações adequadas ao estudo a partir de 1929, este foi o ano de início da pesquisa (Berquó, 1974).

Com base nos dados disponíveis, Berquó (1974) calculou a proporção de óbitos não residentes no município, o que permitiu a correção dos óbitos publicados. Por meio de tais proporções, a autora estimou a proporção de óbitos não residentes, de 1939 a 1968, ano a ano, além de projetá-las até 1980. No entanto, Berquó (1974) utilizou grupos etários muito extensos⁶, especialmente entre os adultos e idosos. Tais grupos reúnem idades que experimentam riscos de morrer distintos, e sua utilização, neste trabalho, poderia influenciar o padrão de mortalidade do município. Para minimizar esse problema, optou-se por utilizar a

⁵ Na pesquisa, foram coletados os óbitos de não residentes dos seguintes anos: 1929, 1930, 1931, 1939, 1940, 1941, 1949, 1950, 1951, 1959, 1960, 1961 e 1968.

⁶ São eles: 0 a 1; 1 a 4; 5 a 14; 15 a 49 e 50 anos e mais.

média dos óbitos dos triênios 1929-30-31, 1939-40-41 e 1959-60-61, além dos óbitos do ano de 1968, que foram estimados e disponibilizados pela autora em intervalos quinquenais de idade. Por meio desses dados, as proporções de óbitos não residentes foram calculadas e pressupôs-se uma variação linear nos anos intermediários, visto que, no período em análise, os óbitos de não residentes no município apresentou um comportamento crescente (Berquó, 1974). Para o ano de 1969, extrapou-se a tendência estimada entre o triênio 1959-60-61 e o ano de 1968.

Para os anos de 1920 e 1925, como não se dispunha de dados sobre o fenômeno da invasão, optou-se por manter a mesma proporção estimada para 1930. Na década de 1920, as condições hospitalares e de saúde pública da capital do Estado eram precárias. Havia miséria, água poluída, esgoto não tratado, altos níveis de mortalidade infantil, além de muitos casos de tuberculose e febre tifóide (Ribeiro, 1993). Diante de tais condições, pressupôs-se que a proporção de óbitos invasores não aumentou neste período, visto que o município não dispunha de condições atrativas de saúde pública.

3.4 Avaliação e correção do sub-registro das taxas de mortalidade de período

Nos países em desenvolvimento, como o Brasil, as bases de dados sofrem de vários problemas de qualidade. Em primeiro lugar, destacam-se os erros relacionados à qualidade dos registros vitais. Nos países latino-americanos, o período para o qual os dados de óbito de boa qualidade estão disponíveis é menos extenso do que nos países desenvolvidos (Gonzaga, 2008). No Brasil, a qualidade das informações de óbito é variável e estreitamente relacionada com as condições socioeconômicas dos estados, de forma que os dados devem ser utilizados com cautela naquelas Unidades da Federação onde a cobertura é considerada regular ou deficiente (Vasconcelos, 1998; 2000). No caso específico do Estado de São Paulo, a cobertura do registro de óbitos já é praticamente

completa há várias décadas (Camargo, 2002) e, na década de 1990, é muito próxima de 100% (Vasconcelos, 1998; 2000; Paes & Albuquerque, 1999).

Antes da construção da série de taxas de mortalidade é necessário elaborar, após a correção da invasão de óbitos, uma avaliação e correção do sub-registro, especialmente nas primeiras décadas do século XX. Sabe-se que as taxas de mortalidade calculadas por meio dos óbitos do registro civil podem ser subestimadas e, neste caso, necessitam de algum método de ajuste, de forma que se transformem em uma estimativa mais próxima da verdadeira experiência de mortalidade, com todas as propriedades desejáveis.

Na literatura internacional, vários são os métodos disponíveis que permitem estimar o grau de cobertura do registro de óbitos, diferindo no que diz respeito a pressupostos, exigências e graus de precisão (Paes & Albuquerque, 1999). Todas as metodologias desenvolvidas para estimar a cobertura do registro de óbitos adotam um pressuposto importante: de que a cobertura do registro de mortes não é diferencial por idade. Em outras palavras, assume-se que a estrutura de mortalidade está correta e corrige-se apenas o nível.

Os métodos tradicionais, que foram os primeiros a serem desenvolvidos, assumem o forte pressuposto de estabilidade. É o caso dos métodos de Preston & Coale (P&C) e da Equação de Balanceamento de Brass (Brass, 1975). Os métodos desenvolvidos posteriormente, entre eles o método da Equação Geral de Balanceamento (Hill, 1987), eliminam o pressuposto de estabilidade, embora mantenham o pressuposto de que a população é fechada (Agostinho & Queiroz, 2008).

Nesta dissertação, optou-se por aplicar aos dados o método da Equação Geral de Balanceamento (EGB), que flexibiliza o pressuposto de estabilidade. Quando a distribuição etária de dois (ou mais) censos e a distribuição intercensitária dos óbitos estão disponíveis, uma simples reformulação do método da Equação de Balanceamento de Brass (EBB), proposta por Hill (1987), permite o cálculo da taxa de crescimento para cada grupo etário. A idéia deste método é a mesma do EEB, em que a taxa de entrada (nascimentos) menos a taxa de crescimento tem uma relação linear com a taxa de saída (óbitos). Entre as principais vantagens

destaca-se que a aplicação do método EGB permite calcular, além do sub-registro intercensitário de óbitos, o diferencial de cobertura entre dois censos, eliminando tanto o pressuposto de estabilidade quanto o de que os dados de dois censos são igualmente confiáveis (United Nations, 2002; Agostinho & Queiroz, 2008).

A TAB. 1 apresenta os graus de cobertura estimados para os períodos 1920-1930; 1930-1940 e 1940-1950, por sexo, para o município de São Paulo. Na aplicação dos métodos de correção tradicionais, os resultados sugerem que a cobertura do registro de óbitos no município é aproximadamente completa a partir de 1940 (Anexo B). Neste sentido, optou-se por calcular os graus de cobertura apenas até 1950.

TABELA 1: Grau de cobertura dos registros de óbitos, por sexo, segundo o método da Equação Geral de Balanceamento, município de São Paulo, 1920 a 1950

Período	Grau de Cobertura estimado	
	Masculino	Feminino
1920 - 1930	0,727	0,809
1930 - 1940	0,808	0,881
1940 - 1950	0,721	0,705

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 1950) e censos demográficos (1920, 1940 e 1950)

Os resultados observados na TAB. 1 sugerem que a cobertura do registro de óbitos é aproximadamente completa a partir de 1940, uma vez que, a partir deste período, o grau estimado é menor do que o anterior. Tais resultados parecem consistentes, já que a variação no ganho ao longo do tempo é relativamente homogênea. Ademais, este método, além de eliminar o pressuposto de estabilidade, é mais robusto à quebra do pressuposto de população fechada. Diante de tal cenário, optou-se por corrigir as taxas de mortalidade de 1920 a 1940 com os resultados obtidos por meio deste método. Vale destacar que o método possui limitações. Entre elas, o pressuposto de que o grau de cobertura de mortes é constante para as diferentes idades.

Os métodos de correção de subregistro de óbitos são indicados para a correção da mortalidade adulta (United Nations, 2002). Sabe-se que o sub-registro entre 0 e 5 anos de idade é, em geral, superior aos das demais idades (Paes &

Albuquerque, 1999). Após a realização de alguns testes (Anexo B), optou-se por utilizar, para este intervalo etário, o mesmo fator de correção da mortalidade adulta. Para os idosos, de uma maneira geral, os estudos sobre grau de cobertura da mortalidade adulta e idosa no Brasil (Paes & Albuquerque, 1999; Paes, 2005; Agostinho & Queiroz, 2008) aplicam o mesmo grau de correção daquele calculados para a mortalidade adulta. Neste trabalho, também aplicou-se, para os idosos, a mesma correção de subregistro encontrado para a mortalidade adulta.

3.5 Aspectos metodológicos

Em termos gerais, muitos estudos sobre diferenciais de mortalidade por sexo utilizam a análise de indicadores como razões ou diferenças entre taxas de mortalidade, além da comparação entre esperanças de vida ao nascer. Pollard (1983) apresenta um exemplo bastante claro de como a análise pode não ser consistente se tais medidas forem utilizadas sozinhas. Utilizando os mesmos dados, o autor calculou dois indicadores distintos do diferencial (razão e diferença entre as taxas masculina e feminina de mortalidade) e observou que a razão aumenta, ao passo que a diferença diminui. A esperança de vida, por outro lado, apesar de ser uma medida-resumo do nível geral da mortalidade que pode ser comparada, apresenta complicações quando o objeto de estudo é a análise de diferenciais. Reduções iguais na força da mortalidade, em duas populações distintas, podem causar um aumento no diferencial entre esperanças de vida ao nascer. Assim, é perfeitamente possível observar populações com diferenciais, mensurados em termos da força da mortalidade, reduzindo ao longo do tempo, e, ao mesmo tempo, um aumento no hiato entre as esperanças de vida (Pollard, 1983). Alguns estudos vêm complementando a análise descritiva do diferencial com métodos que mensuram a contribuição de grupos etários para o hiato na expectativa de vida ao nascer por sexo (United Nations, 1988; Gleit, 2005; Trovato, 2005; Gleit & Horiuch, 2007).

3.5.1 Medidas empregadas nas análises

Como dito anteriormente, a esperança de vida ao nascer é uma medida do nível geral de mortalidade e pode ser utilizada para fazer comparações entre populações, visto que não sofre efeito da estrutura etária (Preston et al, 2001). A diferença entre as esperanças de vida ao nascer feminina e masculina foi utilizada neste trabalho como a medida do diferencial total na mortalidade por sexo.

Em seguida, no intuito de verificar tendências do padrão etário do hiato na mortalidade entre homens e mulheres, foram calculadas razões de sexo entre taxas específicas de mortalidade, como segue:

$$\frac{{}_nTEM_x^{masc}}{{}_nTEM_x^{fem}} \quad (1)$$

Onde ${}_nTEM_x^{masc}$ e ${}_nTEM_x^{fem}$ representam a taxa específica de mortalidade entre as idades x e $(x+n)$, masculina e feminina, respectivamente.

Com o intuito de complementar a análise descritiva do diferencial, feita por meio dos indicadores citados acima, e solucionar os problemas a eles relacionados, discutidos no capítulo anterior, aplicou-se um método de decomposição da diferença entre expectativas de vida ao nascer feminina e masculina.

3.5.2 A decomposição da diferença entre expectativas de vida ao nascer

Como visto anteriormente, a esperança de vida e as razões de sexo entre taxas apresentam alguns problemas quando o objetivo do estudo é a análise de diferenciais de mortalidade. Neste sentido, outro aspecto da análise de mortalidade é estimar e/ou entender a contribuição da variação da mortalidade em cada grupo etário para a variação total na esperança de vida, ou seja, a decomposição da variação. Uma mudança na esperança de vida não significa, necessariamente, que as taxas de mortalidade mudam na mesma magnitude ou até na mesma direção em todas as idades. De um modo geral, muitos grupos

etários registrarão um declínio na mortalidade e contribuirão para o aumento da esperança de vida. Por outro lado, para alguns grupos etários, a mortalidade pode aumentar e, com isto, reduzir ou neutralizar o aumento da esperança de vida. É o caso de alguns países desenvolvidos e em desenvolvimento, entre os quais o Brasil. Também é útil explicar ou decompor diferenças entre esperanças de vida pertencentes a duas populações, entre mulheres e homens, por exemplo, com relação ao diferencial de mortalidade em cada idade (Arriaga, 1984).

De acordo com Canudas-Romo (2003), a teoria da decomposição em demografia é baseada no princípio simples de separar medidas demográficas em componentes que contribuem para o entendimento do fenômeno em estudo, o que, por sua vez, possibilita o entendimento da dinâmica populacional. A idéia reside em formulações, também relativamente simples, que têm a função de explicar as relações fundamentais entre as variáveis demográficas.

Diversos métodos de decomposição em demografia estão disponíveis na literatura internacional (Kitagawa, 1955; Pollard, 1983; Arriaga, 1984; Das Gupta, 1993; Vaupel & Canudas-Romo, 2003; Sánchez & Preston, 2007, entre outros). Murthy (2005) comparou vários métodos de decomposição de mudanças na esperança de vida ao nascer e diferenciais em tais esperanças. Seu estudo teve como objetivo comparar o sistema adotado por Chandra Sekar, em 1949, com diversas metodologias, tais como aquelas sugeridas por Arriaga (1984), Lopez & Ruzicka (1977) e Pollard (1982). Murthy (2005) demonstrou que todas as técnicas de decomposição, quando utilizadas em sua forma modificada, produzirão resultados semelhantes aos de métodos mais simples. Assim, o autor defende a utilização de métodos simples, como, por exemplo, aquele utilizado por United Nations (1982). Diante de tais condições, optou-se por aplicar este método nesta dissertação.

Para desenvolver as fórmulas utilizadas pela técnica de decomposição, seguem as seguintes definições:

e_x : esperança de vida à idade exata x ;

$p(a)$: probabilidade de sobrevivência do nascimento até a idade exata a ;

${}_t p_a$: probabilidade de sobrevivência entre as idades x e $(x+t)$.

Por definição, a esperança de vida ao nascer pode ser expressa como:

$$e_0 = \int_0^{\infty} p(a) da \quad (3)$$

A equação (3) pode ser subdividida em três grupos etários⁷, como segue (United Nations, 1982):

$$e_0 = \int_0^{30} p(a) da + \int_{30}^{65} p(a) da + \int_{65}^{\infty} p(a) da \quad (4)$$

Embora a equação (4) pareça decompor a esperança de vida ao nascer em três intervalos etários, é importante destacar que a mortalidade no primeiro grupo etário, zero a 30 anos, afetará o valor de $p(a)$ nos outros dois intervalos. Da mesma maneira, a mortalidade entre 30 e 65 anos afetará a sobrevivência acima dos 65 anos. Uma expressão desta dependência para o primeiro intervalo pode ser dada por (United Nations, 1982):

$$e_0 = \int_0^{30} p(a) da + p(30) \int_{30}^{\infty} \frac{p(a)}{p(30)} da = \int_0^{30} p(a) da + p(30) \times e_{30} \quad (5)$$

Mudanças na mortalidade abaixo dos 30 anos afetam os dois termos da equação (5). Para derivar a fórmula de decomposição que atribui mudanças na esperança de vida às idades abaixo dos 30 anos, designa-se o valor das funções no segundo ponto no tempo com o sobrescrito “2” e o primeiro ponto no tempo com o sobrescrito “1”. Então:

⁷ A equação pode ser subdividida em quaisquer grupos etários. Para fins didáticos, United Nations (1982) desenvolvem a formulação do método com apenas três grupos.

$$e_0^2 - e_0^1 = \int_0^{30} p^2(a)da - \int_0^{30} p^1(a)da + p^2(30) \cdot e_{30}^2 - p^1(30) \cdot e_{30}^1 \quad (6)$$

Depois de algumas manipulações algébricas⁸, a expressão (6) pode ser re-escrita como segue:

$$e_0^2 - e_0^1 = \int_0^{30} p^2(a)da - \int_0^{30} p^1(a)da + [p^2(30) - p^1(30)] \left[\frac{e_{30}^2 + e_{30}^1}{2} \right] + [e_{30}^2 - e_{30}^1] \left[\frac{p^2(30) + p^1(30)}{2} \right] \quad (7)$$

Os primeiros dois termos do lado direito da equação (7) expressam a quantidade da diferença em e_0 que é atribuída a diferenças na mortalidade abaixo dos 30 anos. O primeiro termo representa a diferença entre as pessoas-anos vividas abaixo dos 30 anos, nas duas tábuas de vida. O segundo termo expressa a diferença entre as probabilidades de sobrevivência do nascimento até a idade 30, ponderada pela média das expectativas de vida aos 30 anos, das duas tábuas. O terceiro termo continua a decompor na mortalidade entre 30 e 65 anos e acima dos 30 anos, visto que expressa a diferença entre as esperanças de vida aos 30 anos, nas duas tábuas, ponderada pela probabilidade média de sobrevivência do nascimento até os 30 anos (United Nations, 1982).

Por meio de um procedimento semelhante ao descrito para o intervalo de 0 a 30 anos, o montante da diferença entre as esperanças de vida ao nascer atribuível às diferenças na mortalidade entre 30 e 65 anos pode ser obtido como segue (United Nations, 1982):

$$\Delta e_0 = \frac{p^1(30) + p^2(30)}{2} \left[\int_{30}^{65} p^2(a)da - \int_{30}^{65} p^1(a)da + ({}_{35}p_{30}^2 - {}_{35}p_{30}^1) \frac{(e_{65}^2 + e_{65}^1)}{2} \right] \quad (8)$$

⁸ Para maiores detalhes, ver Kitagawa (1955).

A diferença atribuível à mortalidade acima dos 65 anos pode ser obtido como (United Nations, 1982):

$$\Delta e_0 = (e_{65}^2 - e_{65}^1) \left(\frac{p_{65}^2 + p_{65}^1}{2} \right) \quad (9)$$

United Nations (1988) aplicaram esta técnica para mensurar a contribuição de cada grupo etário para o hiato na esperança de vida por sexo. As equações podem ser re-escritas na forma discreta, como segue:

Para o primeiro intervalo etário:

$${}_n\Delta_0 = (e_0^f - e_0^m) - \left[e_{0+n}^f - e_{0+n}^m \cdot \frac{(l_{0+n}^f - l_{0+n}^m)}{2} \right] \quad (10)$$

Para os intervalos etários intermediários:

$${}_n\Delta_x = \left[(e_x^f - e_x^m) \cdot \frac{(l_x^f - l_x^m)}{2} \right] - \left[(e_{x+n}^f - e_{x+n}^m) \cdot \frac{(l_{x+n}^f - l_{x+n}^m)}{2} \right] \quad (11)$$

Para o grupo etário aberto:

$${}_{\infty}\Delta_{80} = (e_{80}^f - e_{80}^m) \frac{(l_{80}^f - l_{80}^m)}{2} \quad (12)$$

Onde:

${}_n\Delta_x$ é a contribuição da mortalidade diferencial do grupo etário x e $(x+n)$ para o hiato na esperança de vida ao nascer por sexo;

e_x é a esperança de vida à idade exata x ; e

l_x é o número de sobreviventes à idade exata x na tábua de vida.

Esta técnica permite decompor a variação entre a esperança de vida ao nascer de uma população entre dois períodos ou entre duas populações em um mesmo ponto no tempo.

4 O DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO: PERSPECTIVA DE PERÍODO

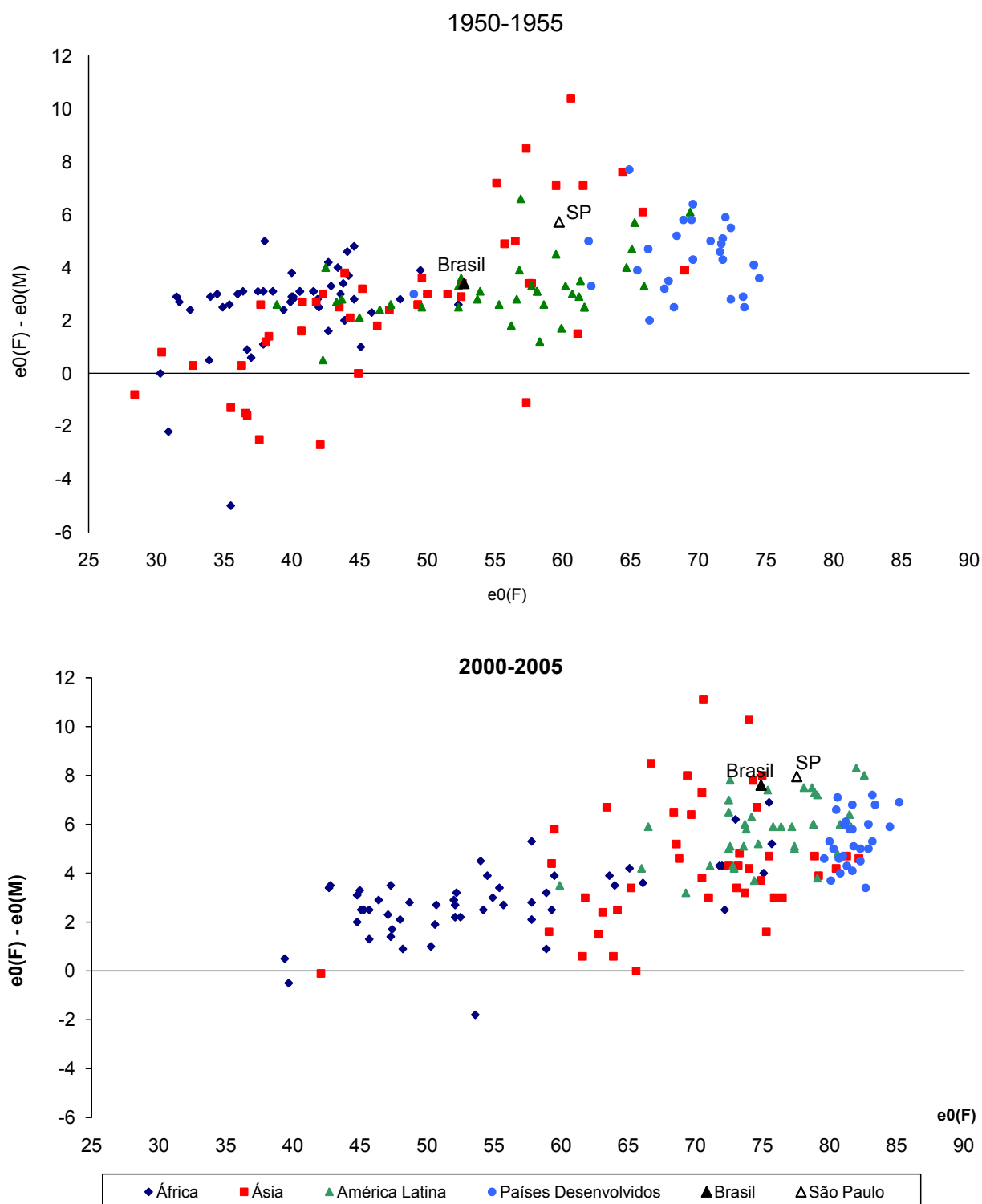
O objetivo deste capítulo é apresentar e analisar a evolução da magnitude dos diferenciais de mortalidade por sexo, desagregada por idade, para o município de São Paulo, entre 1920 e 2005. A análise contempla, além de razões de sexo entre taxas específicas de mortalidade, os diferenciais em termos de esperança de vida ao nascer. Em seguida, focaliza-se a contribuição do diferencial registrado em cada grupo etário para a diferença total observada.

4.1 O diferencial por sexo na esperança de vida ao nascer

Uma forma simples e direta de se observar o diferencial de mortalidade por sexo é por meio de uma inspeção visual de seus níveis. A FIG. 1 apresenta o resultado da diferença entre as esperanças de vida masculina e feminina, em comparação com os níveis de esperança de vida das mulheres, nos períodos 1950/1955 e 2000/2005, para países selecionados, incluindo o Brasil e o município de São Paulo.

Em ambos os períodos, quando se analisa todos os pontos conjuntamente, observa-se que há uma correlação positiva entre nível geral de mortalidade e no hiato na esperança de vida ao nascer entre homens e mulheres, sobretudo quando a esperança de vida feminina atinge 55 anos. Este ponto de corte, observado nos dois períodos, possivelmente está associado ao controle da mortalidade materna (Lopez, 1983; United Nations, 1983). Quanto menor é o nível da mortalidade, maior é a vantagem das mulheres em relação aos homens. Quando se comparam os dois períodos, observam-se ganhos no nível de mortalidade geral dos países, além de um aumento no hiato na expectativa de vida entre homens e mulheres, fortalecendo a hipótese da relação positiva entre as duas medidas.

FIGURA 1 – Diferenças entre as esperanças de vida ao nascer masculina e feminina, em comparação com os níveis da esperança de vida ao nascer das mulheres, para países selecionados e município de São Paulo, 1950/1955 e 2000/2005



Fonte dos dados básicos: Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nation: The 2006 and Revision and World Urbanization Prospects: The 2005 Revision; Fundação SEADE (1950 a 1955 e 2000 a 2005).

Os resultados são distintos quando se analisa grupos de países. Em 1950-1955, os países em desenvolvimento da Ásia apresentam uma alta dispersão. Entre os países asiáticos com altos níveis de mortalidade, alguns apresentaram um diferencial por sexo negativo. Este comportamento está associado a fatores socioculturais (Lopez & Ruzicka, 1983; Langford & Storey, 1993). Outros, com esperança de vida ao nascer entre 55 e 70 anos, experimentaram um diferencial por sexo que variou de -2,2 a 10,4 anos, sugerindo que não há correlação forte entre as medidas. Em 2000-2005, houve ganhos na esperança de vida ao nascer e também no diferencial por sexo. Neste caso, a dispersão na esperança de vida ao nascer foi menor do que aquela observada no período anterior, mas o diferencial por sexo ainda variou muito. Neste período, o diferencial ainda era a favor dos homens apenas no Afeganistão.

Os países africanos apresentaram os maiores níveis de mortalidade. Em 1950-1955, a esperança feminina de todos esses países foi menor do que 55 anos, e o diferencial variou pouco, a maioria com vantagem feminina. Entretanto, em Burkina Faso e Nigéria o diferencial era negativo e em Gâmbia era próximo de zero. Em 2000-2005, aqueles países que experimentaram o maior ganho na esperança de vida feminina apresentam diferenciais que variam de 2,5 a 6,9 anos. Destaca-se também que, em 2000-2005, a Nigéria manteve o diferencial a favor dos homens e, no Zimbábue, a esperança de vida masculina passou a ser maior que a feminina.

Os países desenvolvidos experimentaram os menores níveis de mortalidade, a dispersão na esperança de vida ao nascer feminina é pequena e não se observou uma relação positiva entre a esperança de vida feminina e o diferencial em 1950-1955. A dispersão entre valores de esperança de vida ao nascer feminina é ainda menor em 2000-2005, e os valores variaram entre 80 e 86 anos. O diferencial, entretanto, variou bastante, de 3,2 a 7,2 anos.

Na América Latina, no primeiro período analisado, a dispersão do hiato na mortalidade entre homens e mulheres aumentou a partir do ponto de corte de 55 anos de esperança de vida ao nascer feminina. Em 2000-2005, houve ganhos substanciais na esperança feminina e o diferencial variou entre 3 e 8 anos.

Em 1950-1955, a mulher brasileira esperava viver, em média, 52,7 anos, com vantagem de 3,4 anos em relação aos anos de vida média dos homens. Em 2000-2005, a diferença entre as esperanças de vida feminina e masculina praticamente dobrou (7,6 anos) e a esperança de vida feminina alcançou 74,9 anos. Destaca-se que o Brasil experimenta, neste período, um dos diferenciais por sexo mais altos entre os países da América Latina.

O hiato na esperança de vida ao nascer entre os sexos no município de São Paulo, em 1950-1955, estava acima da média dos países da América Latina. O processo de urbanização do município pode estar associado a esta diferença, uma vez que, neste período, a maioria dos países da América Latina ainda era rural (Laurenti, 1975; Prata, 1992). Em contrapartida, no período seguinte, São Paulo acompanhou o grupo da América Latina. O controle da mortalidade materna e o processo de urbanização nos países da América Latina possivelmente contribuíram para os ganhos na esperança de vida e para o aumento do hiato (Laurenti, 1975; Lopez, 1983; United Nations, 1983; Prata 1992). Por outro lado, em São Paulo, entre 2000 e 2004, os ganhos masculinos na esperança de vida foram maiores que os femininos, principalmente devido ao controle das causas externas (SEADE, 2006). Embora São Paulo seja um dos municípios mais desenvolvidos, em relação ao conjunto do Brasil, e tenha características muito próximas do grupo de países com baixa mortalidade, no que tange ao estágio da transição epidemiológica (Ferreira & Castiñeiras, 1996b), o município não acompanhou o grupo de países desenvolvidos em 2000-2005.

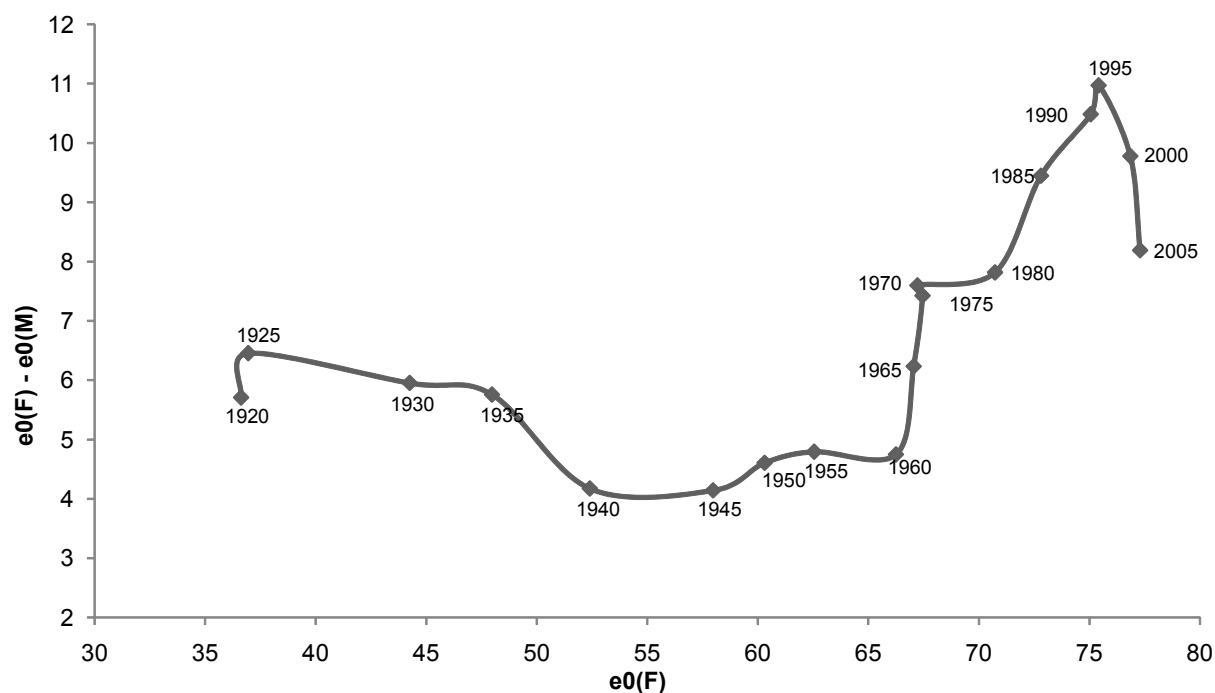
Os resultados encontrados reiteram os achados de Vallin (1983), que ressaltou duas observações importantes: em primeiro lugar, o fato de que, quando grupos de países são considerados separadamente, praticamente não existe correlação alguma entre eles. Ademais, utilizando as tábuas de vida padrão da família Coale & Demeny (1983) como referência, não existe modelo algum que siga o padrão observado de todos os países analisados em conjunto. O principal aspecto da inconsistência entre as tábuas-padrão e os dados observados é, sem dúvida, o fato de que os modelos predizem uma reversão da tendência do hiato na esperança de vida entre mulheres e homens, quando a esperança de vida feminina atinge aproximadamente 70 anos, ao passo que, na realidade, a

tendência observada foi de aumento (Vallin, 1983). O estudo do autor utilizou dados de 1925 e 1975. Em 2000-2005 também se observa essa inconsistência (FIG. 3).

Embora bastante ilustrativa, a análise anterior engloba apenas dois pontos no tempo, o que não possibilita entender o comportamento do diferencial na mortalidade entre os sexos ao longo do período analisado. Seguindo esta linha de raciocínio, as FIG. 2 e 3 sumarizam a evolução do hiato na esperança de vida entre os sexos, no município de São Paulo. A FIG. 2 relaciona as tendências de longo prazo do diferencial à evolução dos níveis de esperança de vida feminina, da mesma forma que a análise proposta por Vallin (1983). Na FIG. 3 observa-se a evolução do diferencial de mortalidade por sexo ao longo do tempo, independentemente do nível da mortalidade, assim como proposto por outros autores (Glei, 2005; Glei & Horiuch, 2007).

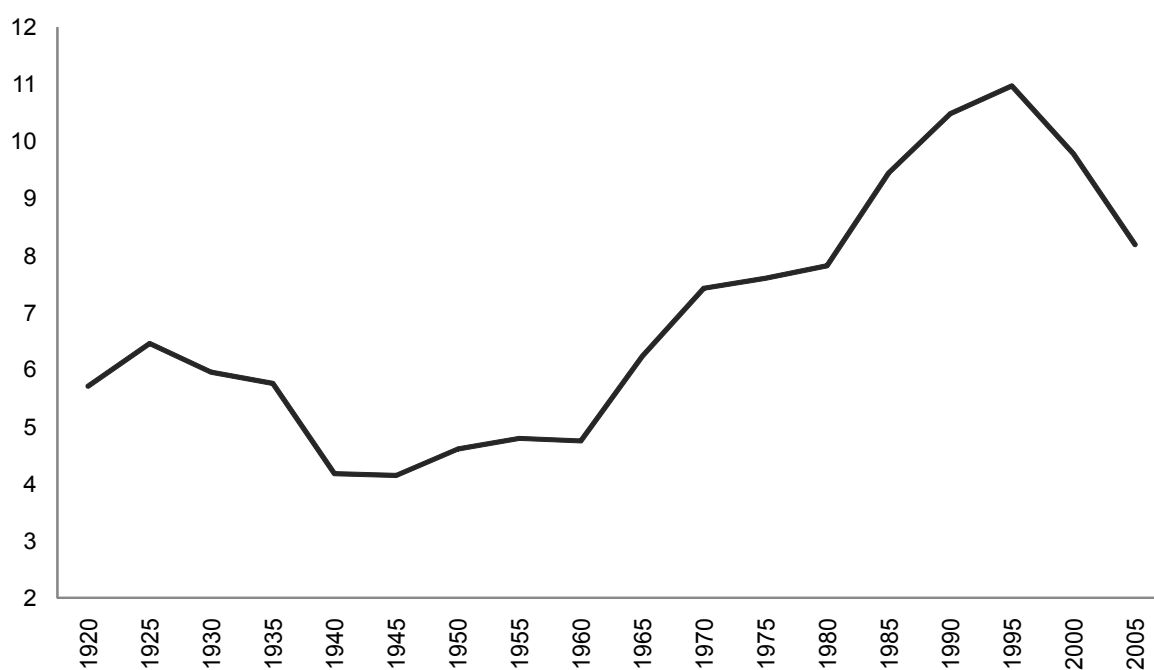
Quando comparados aos níveis observados na maioria dos países desenvolvidos, o nível do diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo foi elevado durante todo o período em análise. No início da transição da mortalidade no município, entre os anos 1920 e 1930, o diferencial se manteve em torno dos 6 anos, quando a esperança de vida feminina variava de 35 a 45 anos. Entre 1935 e 1940, o diferencial experimenta uma redução de aproximadamente 2 anos, mantendo-se relativamente constante até 1960. A partir de então, até 1995, o hiato experimentou um sustentado aumento, alcançando 11 anos, até a esperança de vida feminina atingir aproximadamente 75 anos. A partir de 1995 o diferencial mostra os primeiros sinais de redução, tendência que se mantém nos quinqüênios seguintes (FIG. 2 e 3).

FIGURA 2: Evolução dos diferenciais na esperança de vida ao nascer por sexo segundo o nível de mortalidade feminina no município de São Paulo, 1920-2005



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000)

FIGURA 3: Evolução dos diferenciais na esperança de vida ao nascer por sexo no município de São Paulo, 1920-2005



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000)

Nos países desenvolvidos, quando a esperança de vida feminina variava entre 30 e 40 anos, o hiato na esperança de vida entre os sexos variou entre 2 a 4 anos (Vallin, 1983). No município de São Paulo, a diferença era muito mais elevada, entre 6 e 7 anos. Em nenhum dos países desenvolvidos examinados por Vallin (1983) observou-se redução do diferencial na mortalidade entre os sexos quando a esperança de vida estava entre 45 e 50 anos, sugerindo que esta redução pode ser uma especificidade do município de São Paulo. Apesar desta característica, a tendência de longo prazo observada em São Paulo se assemelha, durante o período de aumento sustentado do hiato, àquela observada nos países de origem anglo-saxônica focalizados por Vallin (1983), sobretudo no que tange à estrutura da curva. Entretanto, é importante destacar que, embora o padrão seja semelhante, os níveis do diferencial em São Paulo eram mais elevados.

A FIG. 3 permite comparar a tendência do diferencial na esperança de vida por sexo em São Paulo, ao longo do tempo, com as tendências observadas nos países desenvolvidos até os anos mais recentes. Em alguns países, como Itália e Dinamarca, o hiato na mortalidade por sexo também reduziu no início do período para o qual havia dados disponíveis (Glei, 2005; Glei & Horiuch, 2007), ou seja, na segunda metade do século XIX (1870 – 1890). No entanto, foi menos pronunciada do que a observada em São Paulo entre 1935 e 1940. Vale destacar, ainda, que o nível do hiato nestes países (3 anos na Dinamarca e 0,5 ano na Itália) era muito menor do que o nível em São Paulo (6 anos).

Entre 1995 e 2005, observa-se o estreitamento do diferencial na mortalidade por sexo em São Paulo, quando ele já alcançava 11 anos e a esperança de vida feminina estava em torno de 75 anos (FIG. 2). Na maioria dos países desenvolvidos, a inversão da tendência ocorreu nos anos 1970, 1980 e 1990, quando o nível do hiato variava entre 6 e 8 anos (Glei, 2005; Glei & Horiuch, 2007) e a esperança de vida ao nascer estava entre 75 e 80 anos (United Nations, 2008).

As análises acima sugerem que o diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo seguiu a mesma tendência observada nos países desenvolvidos, sobretudo no que diz respeito aos níveis de esperança de vida

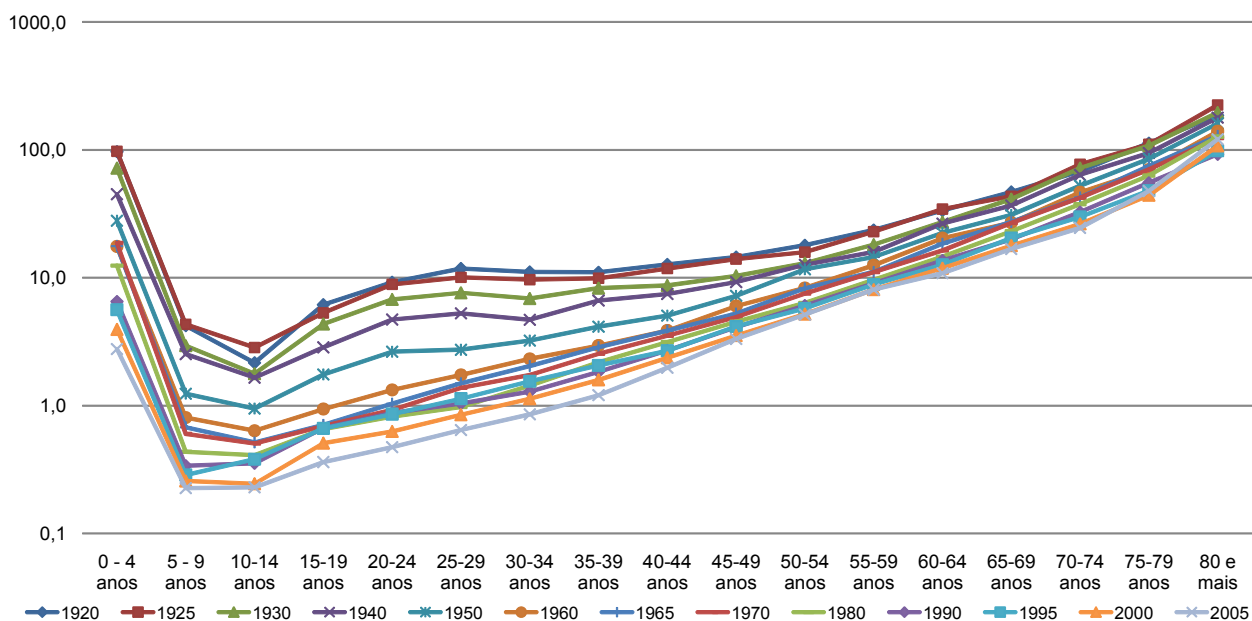
feminina para os quais houve o aumento e a redução do diferencial. Entretanto, o processo ocorreu com uma defasagem de aproximadamente 30 anos. Além disso, o nível do diferencial no município foi maior do que aquele experimentado pela maioria das nações desenvolvidas.

4.2 Padrão etário do hiato na mortalidade entre os sexos

Para entender a relação do hiato na esperança de vida entre os sexos e a desvantagem masculina na mortalidade por idade no município de São Paulo, realizou-se uma análise do comportamento do padrão etário do diferencial na mortalidade entre homens e mulheres, ao longo do período 1920/2005. No entanto, alguns períodos mais curtos também foram examinados (1925-1930; 1960-1965 e 2000-2005), visto que apresentaram especificidades na análise anterior.

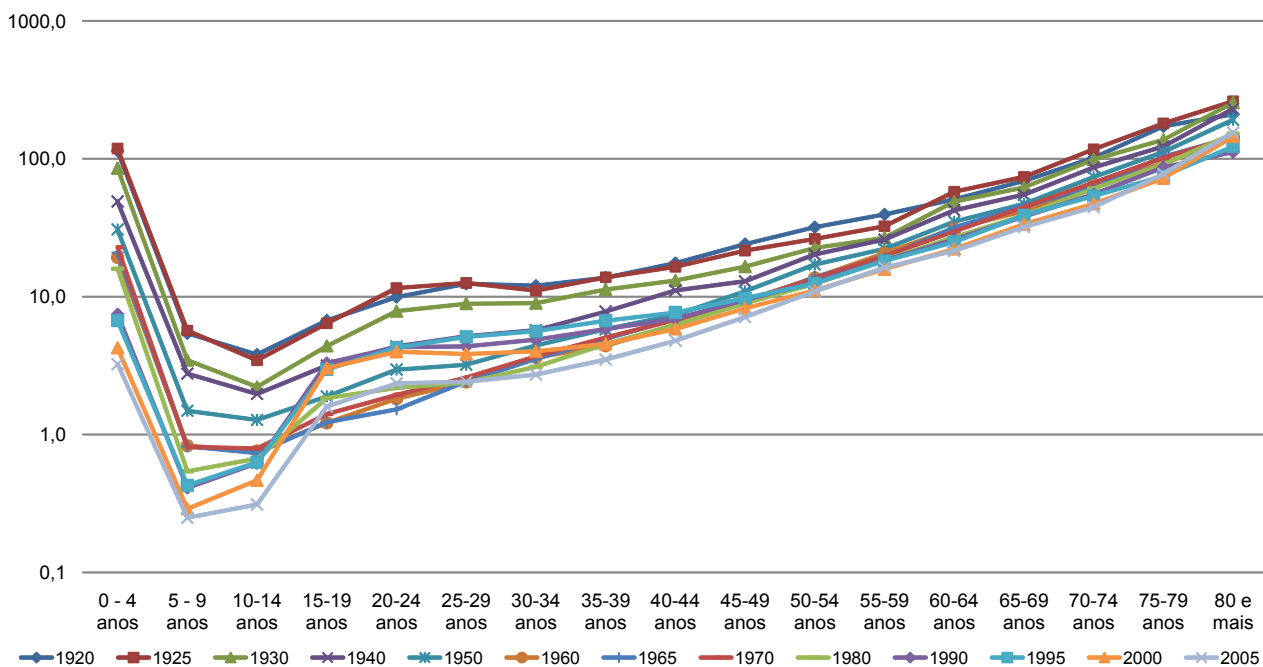
A queda da mortalidade por idade, de 1920 a 2005, pode ser visualizada nas FIG. 4 e 5. O processo de transição da mortalidade foi mais homogêneo para as mulheres, visto que registrou-se redução na mortalidade em praticamente todas as idades e anos calendários. No caso masculino, sobretudo a partir dos anos 1980, o aumento da mortalidade nas idades jovens ocasionou grandes mudanças no padrão etário. Tais mudanças distorceram o padrão da mortalidade masculina e o diferenciou fortemente do padrão etário feminino. De acordo com Ferreira & Castiñeiras (1996b), este processo foi observado em diversos países desenvolvidos e em desenvolvimento, mas com intensidade inferior ao observado em São Paulo. No caso das mulheres, a sobremortalidade nas idades jovens, observada apenas nas primeiras décadas do século XX, está geralmente associada à mortalidade materna (Wingard, 1984; Ferreira & Castiñeiras, 1996b). Entre os homens, a distorção nas idades jovens está associada às causas externas (Ferreira & Castiñeiras, 1996b; Camargos, 2002; Simões, 2002; Waldvogel, 2003).

FIGURA 4: Logaritmo das taxas específicas de mortalidade femininas, município de São Paulo, 1920 a 2005



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

FIGURA 5: Logaritmo das taxas específicas de mortalidade masculinas, município de São Paulo, 1920 a 2005



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

Há indícios, portanto, de que as variações observadas ao longo do tempo no diferencial de mortalidade entre os sexos sejam explicadas mais por mudanças na mortalidade dos homens do que das mulheres. No entanto, a análise do comportamento das taxas específicas não é suficiente para confirmar esta hipótese.

Com o intuito de entender, de forma mais sistemática, o diferencial na mortalidade entre os sexos, por grupo etário, examinou-se as razões de sexo entre TEM's que, como dito anteriormente, são medidas úteis para identificar a desvantagem na mortalidade de um sexo, com relação ao outro, por grupo etário. No estado de São Paulo, observou-se desvantagem feminina na mortalidade nos anos 1940 (Ortiz & Yasaki, 1984; Ferreira & Castiñeiras, 1996b). Por outro lado, no município, a desvantagem masculina já era observada desde 1920, em todos os anos e em praticamente todos os grupos etários e, nas últimas décadas, sobretudo entre os jovens adultos (TAB. 2).

Até 1950, o padrão etário do diferencial de mortalidade por sexo, mensurado por meio das razões, seguiu um padrão semelhante. Varia pouco nas idades jovens, em torno de 1 e 1,4, apresenta um pico nas idades adultas (entre os 50 e 60 anos), reduzindo nas idades mais avançadas. Vale destacar que, em 1920, há um pico no grupo etário 10-14 anos. Entre os padrões observados na literatura, picos neste grupo etário estão associados, em geral, à elevação na mortalidade masculina. No caso do município de São Paulo, tal pico é consequência da pequena TEM feminina observada neste ano, quando comparada aos níveis de mortalidade experimentados pelas mulheres nos grupos etários vizinhos (FIG.s 4 e 6). Nesta dissertação, as taxas de mortalidade foram calculadas por meio de médias móveis trienais dos óbitos. Assim, é improvável que este comportamento observado seja reflexo de algum distúrbio ocorrido na mortalidade feminina em 1920.

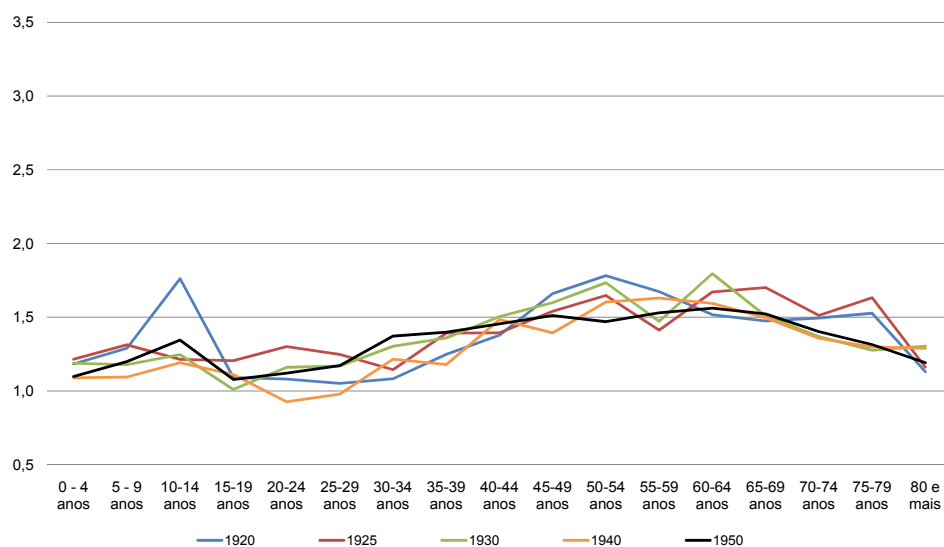
TABELA 2: Razões entre taxas específicas de mortalidade masculinas e femininas, município de São Paulo, 1920 a 2005

Idades (em anos)	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
0 a 4	1,18	1,21	1,19	1,18	1,09	1,11	1,10	1,11	1,09	1,18	1,22	1,26	1,28	1,29	1,14	1,19	1,08	1,17
5 a 9	1,29	1,31	1,18	1,41	1,09	1,14	1,20	1,09	1,03	1,21	1,35	1,23	1,24	1,55	1,21	1,49	1,12	1,10
10 a 14	1,76	1,21	1,25	1,59	1,19	1,29	1,34	1,42	1,19	1,42	1,57	1,54	1,63	2,04	1,75	1,65	1,90	1,36
15 a 19	1,09	1,21	1,01	1,10	1,11	0,91	1,08	1,31	1,29	1,73	2,04	2,11	2,81	4,79	4,92	4,46	5,95	4,42
20 a 24	1,08	1,30	1,16	1,04	0,93	0,90	1,12	1,25	1,37	1,46	2,09	2,10	2,66	4,00	4,90	4,96	6,34	4,97
25 a 29	1,05	1,25	1,17	1,04	0,98	1,00	1,17	1,26	1,38	1,62	1,88	1,99	2,44	3,30	4,18	4,50	4,51	3,74
30 a 34	1,08	1,14	1,30	1,28	1,21	1,22	1,37	1,49	1,56	1,73	2,12	1,88	2,16	2,76	3,80	3,62	3,55	3,19
35 a 39	1,25	1,39	1,36	1,35	1,18	1,19	1,40	1,32	1,49	1,73	1,99	1,78	2,07	2,52	3,17	3,24	2,85	2,90
40 a 44	1,38	1,39	1,51	1,43	1,48	1,50	1,45	1,40	1,62	1,78	1,93	1,95	1,99	2,33	2,56	2,86	2,46	2,42
45 a 49	1,66	1,54	1,60	1,55	1,39	1,44	1,51	1,51	1,55	1,69	1,90	1,82	1,98	2,16	2,31	2,34	2,33	2,14
50 a 54	1,78	1,65	1,73	1,57	1,60	1,46	1,47	1,52	1,64	1,68	1,82	1,92	1,96	2,06	2,10	2,17	2,13	2,12
55 a 59	1,67	1,41	1,47	1,58	1,63	1,56	1,53	1,63	1,65	1,73	1,78	1,73	1,92	2,09	2,03	2,05	1,96	2,01
60 a 64	1,52	1,67	1,80	1,55	1,59	1,58	1,56	1,59	1,53	1,72	1,82	1,73	1,85	1,98	1,90	1,96	1,87	1,98
65 a 69	1,47	1,70	1,51	1,59	1,50	1,46	1,52	1,57	1,55	1,66	1,67	1,75	1,69	1,79	1,91	1,90	1,88	1,91
70 a 74	1,49	1,51	1,37	1,47	1,36	1,38	1,40	1,40	1,37	1,47	1,60	1,59	1,62	1,70	1,69	1,79	1,79	1,81
75 a 79	1,53	1,63	1,28	1,37	1,30	1,33	1,31	1,31	1,32	1,39	1,44	1,45	1,45	1,53	1,57	1,56	1,63	1,63
80 e mais	1,13	1,16	1,30	1,37	1,29	1,19	1,19	1,06	1,01	1,11	1,17	1,21	1,20	1,21	1,21	1,25	1,35	1,28

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000)

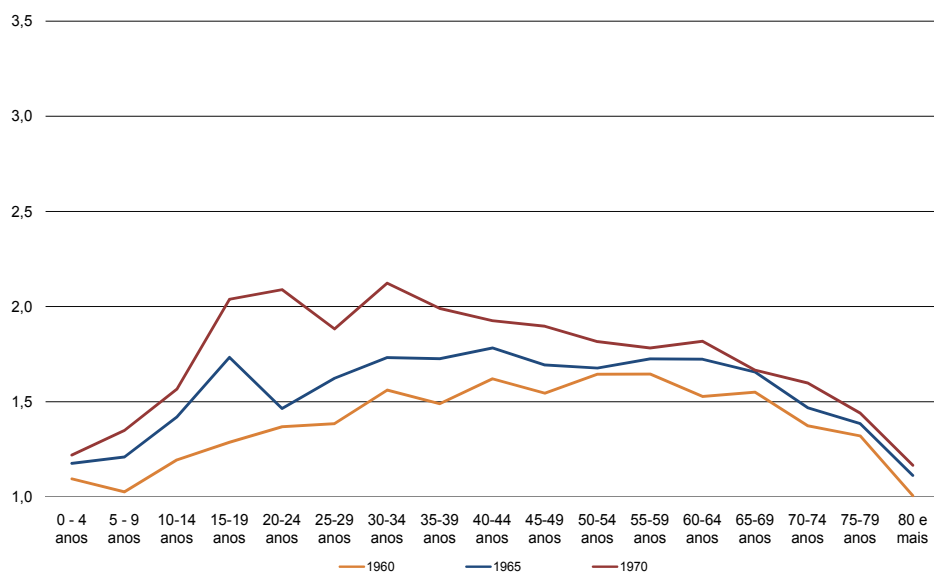
Nota: quanto mais escuro, maior é a desvantagem masculina com relação à feminina.

FIGURA 6: Padrão etário do diferencial na mortalidade por sexo, município de São Paulo, 1920 a 1950



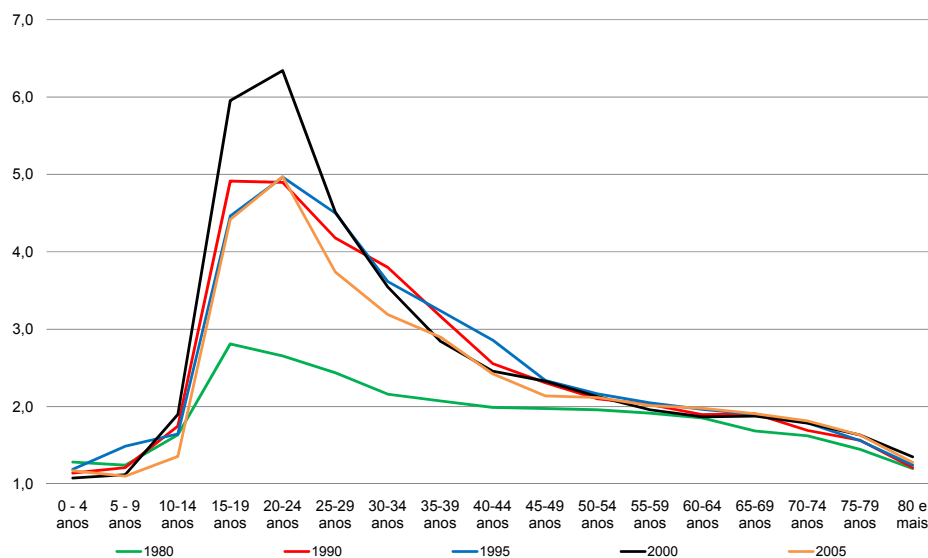
Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 1950) e censos demográficos (1920, 1940 e 1950)

FIGURA 7: Padrão etário do diferencial na mortalidade por sexo, município de São Paulo, 1960 a 1970



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1960 a 1970) e censos demográficos (1960 e 1970)

FIGURA 8: Padrão etário do diferencial por sexo na mortalidade, município de São Paulo, 1980 a 2005



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1980 a 2005) e censos demográficos (1980, 1991 e 2000)

Em 1960, 1965 e 1970, o padrão etário do diferencial tem a forma de um “U” invertido e a desvantagem masculina nas idades jovens aumenta de um período para outro (FIG. 7). Em 1980, aparece o primeiro pico nas idades jovens (15 a 19 anos). No entanto, o restante da curva acompanha os padrões observados anteriormente. A partir de então, a desvantagem masculina aumenta substancialmente nas idades jovens, apresentando a maior desvantagem no ano de 2000. Em 2005, o padrão ainda é semelhante, mas já se observa uma tendência de redução na desvantagem masculina nas idades jovens, apresentando valores com magnitude similar àquela observada na década anterior (FIG. 10).

Assim como observou-se nas tendências de longo prazo do diferencial na esperança de vida por sexo, parece haver uma defasagem na transição do padrão etário da mortalidade diferencial por sexo em São Paulo, quando comparada aos países desenvolvidos. O que se observa no município, até 1950, aconteceu em países como Espanha, Finlândia, França, Itália e Bélgica, antes da década de 1930. Entre 1960 e 1970, o padrão etário em São Paulo, em forma de

“U” invertido, não foi observado em muitos países, ao longo da transição do padrão etário, mas se assemelha ao da Finlândia, entre 1945 e 1960. A transição do pico da desvantagem masculina para as idades jovens ocorreu nos países desenvolvidos na década de 1950, ao passo que em São Paulo só foi observada a partir dos anos 1980. A tendência de estabilização dos picos, observada nos países desenvolvidos nos anos 1980, não foi verificada em período algum em São Paulo. Em contrapartida, o início dos anos 2000 caracterizou-se por reduções na magnitude dos picos, tanto nos países desenvolvidos quanto no município de São Paulo.

Quando comparado ao conjunto de países desenvolvidos, o início do processo de transição do padrão etário da mortalidade diferencial por sexo foi tardio no município de São Paulo. Entretanto, nos anos mais recentes, as tendências do município de São Paulo e países desenvolvidos se aproximaram. Além disso, o nível da desvantagem masculina, nas idades jovens, nas últimas décadas (5 a 6,5), são muito mais elevados do que os observados nos países desenvolvidos (1,8 a 3,2), assim como foi verificado nos níveis do hiato na esperança de vida.

4.3 Contribuição dos diversos grupos etários para o hiato na mortalidade entre os sexos

Uma vez descritos o comportamento do hiato na esperança de vida por sexo e os padrões etários do diferencial ao longo do período analisado, calcularam-se as contribuições das distintas idades para o diferencial por sexo na esperança de vida ao nascer. O objetivo desta seção é verificar se os grupos etários que apresentam razões por sexo elevadas são, de fato, aqueles que mais contribuíram para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo e como essa contribuição variou ao longo do tempo.

A primeira análise verifica, de dez em dez anos, quais grupos etários explicam a maior esperança de vida ao nascer feminina. Em seguida, são identificados quais grupos etários foram responsáveis pelo aumento ou diminuição do hiato na esperança de vida entre homens e mulheres, em alguns períodos selecionados.

Para facilitar as análises, trabalhou-se com os seguintes grupos etários: 0 a 4, 5 a 14, 15 a 34, 35 a 59, 60 a 79 e 80 anos e mais.

TABELA 3: Contribuição percentual dos grupos etários quinquenais para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, município de São Paulo, 1920 a 2005

Grupo etário	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2005
0 a 4	47,20	42,71	22,32	16,16	10,69	16,84	14,44	2,97	1,07	2,06
5 a 9	3,03	1,55	1,24	1,37	0,13	0,80	0,40	0,21	0,10	0,09
10 a 14	3,66	1,18	1,51	1,67	0,68	1,01	0,91	0,73	0,67	0,30
15 a 19	1,11	0,11	1,37	0,62	1,36	2,31	3,82	6,61	7,07	4,22
20 a 24	1,28	2,32	-1,36	1,32	2,23	2,94	3,97	7,83	8,55	5,86
25 a 29	0,91	2,41	-0,40	1,74	2,73	3,18	3,69	6,83	6,87	4,97
30 a 34	1,17	3,39	3,01	3,92	4,71	4,52	3,90	6,62	5,93	4,71
35 a 39	2,92	4,11	3,02	4,68	4,56	5,10	4,81	6,45	5,35	5,11
40 a 44	4,21	5,05	7,77	5,53	6,49	5,66	5,50	5,91	5,46	5,46
45 a 49	6,65	5,75	6,40	7,34	7,42	6,46	6,59	6,40	6,33	6,26
50 a 54	7,43	6,91	10,50	8,71	9,87	7,31	7,45	6,61	6,61	7,91
55 a 59	6,13	4,60	10,42	9,39	11,65	8,09	8,55	7,39	7,03	9,06
60 a 64	4,55	8,02	11,54	11,12	11,54	9,30	9,11	7,54	7,25	9,10
65 a 69	3,63	4,88	8,63	9,62	11,08	8,71	8,19	8,20	8,09	9,54
70 a 74	2,99	3,40	6,16	7,53	8,38	7,91	7,88	7,07	7,34	8,43
75 a 79	2,49	1,72	3,67	4,96	6,24	5,69	5,53	6,37	6,12	7,60
80 e mais	0,64	1,87	4,21	4,32	0,25	4,16	5,24	6,27	10,17	9,32
e0 fem -e0 masc	5,71	5,95	4,17	4,61	4,75	7,42	7,82	10,49	9,78	8,19

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

Nota: Quando mais escuro, maior é a contribuição do grupo etário para o hiato na esperança de vida

A comparação visual das TAB. 2 e 3 indica que a maior desvantagem masculina nem sempre está associada a uma grande contribuição para o hiato na esperança de vida. A TAB. 4 apresenta a contribuição dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer de homens e mulheres residentes no município de São Paulo, de 1920 a 2005. Nas primeiras décadas do século, o grupo etário que mais contribuiu para o diferencial na esperança de vida ao nascer entre os sexos foi o de 0 a 4 anos. Com o passar dos anos, a contribuição deste grupo reduz substancialmente, de 47,2% em 1920 para 2,1% em 2005. O contrário acontece com o grupo etário aberto, 80 anos e mais: a contribuição, neste caso, aumenta de 0,6% em 1920 a 9,3% em 2005.

Em 1920 e 1930, as mulheres viviam mais que os homens, em média, principalmente pela vantagem feminina no primeiro grupo etário, mas também pela sobremortalidade masculina entre os 35 e 79 anos. De 1940 a 2005, as

mulheres viviam mais principalmente em razão da sobremortalidade masculina entre os 35 e 79 anos. (TAB. 3 e 4).

TABELA 4: Contribuição dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, município de São Paulo, 1920 a 2005

Grupo etário	Contribuição absoluta									
	1920	1930	1940	1950	1960	1970	1980	1990	2000	2005
0 a 4	2,69	2,54	0,93	0,74	0,51	1,25	1,13	0,31	0,10	0,17
5 a 14	0,38	0,16	0,11	0,14	0,04	0,13	0,10	0,10	0,08	0,03
15 a 34	0,25	0,49	0,11	0,35	0,52	0,96	1,20	2,92	2,78	1,62
35 a 59	1,56	1,57	1,59	1,64	1,90	2,42	2,57	3,43	3,01	2,77
60 a 79	0,78	1,07	1,25	1,53	1,77	2,35	2,40	3,06	2,82	2,84
80 e mais	0,04	0,11	0,18	0,20	0,01	0,31	0,41	0,66	0,99	0,76
e₀ fem -e₀ masc	5,71	5,95	4,17	4,61	4,75	7,42	7,82	10,49	9,78	8,19
	Contribuição relativa (%)									
0 a 4	47,20	42,71	22,32	16,16	10,69	16,84	14,44	2,97	1,07	2,06
5 a 14	6,69	2,73	2,75	3,03	0,81	1,81	1,31	0,94	0,77	0,40
15 a 34	4,47	8,23	2,62	7,61	11,03	12,95	15,39	27,89	28,42	19,76
35 a 59	27,34	26,44	38,11	35,65	39,99	32,62	32,90	32,76	30,77	33,80
60 a 79	13,65	18,02	30,00	33,23	37,24	31,62	30,71	29,17	28,80	34,67
80 e mais	0,64	1,87	4,21	4,32	0,25	4,16	5,24	6,27	10,17	9,32
e₀ fem -e₀ masc	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

A partir de 1960, a contribuição do grupo etário 15 a 34 anos para a vantagem feminina na esperança de vida ao nascer aumentou, até alcançar aproximadamente 29,0% em 2000. Nesse período, a contribuição do grupo etário 35 a 59 anos permaneceu entre 30,8% e 40,0% e a da faixa etária 60 a 79 anos variou entre 28,8% e 37,2%. Entre 2000 e 2005, a contribuição atribuída a pessoas de 15 a 34 anos voltou a reduzir, atingindo 19,8% em 2005 (TAB. 4).

O padrão de mudança das contribuições dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer entre homens e mulheres, em São Paulo, parece ter acompanhado os processos de transição da mortalidade e epidemiológica. Com a redução nos níveis de mortalidade, verificou-se uma substituição gradual das doenças transmissíveis, que afetam as idades mais jovens, pelas doenças não transmissíveis, que em geral afetam mais adultos e idosos (Omram, 2005; Prata, 1992; Ferreira & Castiñeiras, 1996b). Entre as não transmissíveis, destacam-se aquelas do aparelho circulatório, neoplasias e causas externas (Prata, 1992;

Ferreira & Castiñeiras, 1996b). No caso específico de São Paulo, o aumento progressivo dos riscos de morte entre os jovens adultos, associado às causas externas, teve um impacto considerável nos resultados. De fato, este é um fenômeno mundial mas, como dito anteriormente, chama a atenção a intensidade do processo observado no município (Ferreira & Castiñeiras, 1996b). Mesmo assim, o padrão de contribuição do hiato na esperança de vida entre os sexos observado em São Paulo é semelhante àqueles descritos para grande parte dos países desenvolvidos. A principal diferença observada foi a contribuição do grupo etário 15 a 34 anos, que foi mais elevada em São Paulo do que nos países desenvolvidos, no mesmo período.

Assim como observado nos países desenvolvidos, em São Paulo não há uma relação direta entre a desvantagem masculina, medida pela razão de sexo entre taxas específicas, e a contribuição do grupo etário para o diferencial na esperança de vida ao nascer entre homens e mulheres. No início do século, a contribuição do primeiro grupo etário foi muito elevada, ao passo que a razão foi próxima da unidade. Da mesma maneira, nos anos recentes, as idades adultas e avançadas tiveram um grande impacto no diferencial na esperança de vida entre os sexos, mesmo com a grande desvantagem masculina observada, por meio das razões, nas idades jovens. A contribuição elevada das idades avançadas nos anos mais recentes certamente está associada aos processos de transição da mortalidade e epidemiológica no município, visto que, quando o nível geral de mortalidade é baixo, os óbitos tendem a se concentrar nas idades mais avançadas. Ademais, no estado de São Paulo a variabilidade da idade à morte das mulheres é significativamente menor que a dos homens (Gonzaga, 2008) e é provável que este também seja o comportamento observado no município de São Paulo. Este também é um fator que pode estar contribuindo para aumentar a mortalidade diferencial entre os sexos nas idades mais avançadas.

É importante destacar, entretanto, que a contribuição de um determinado grupo etário para o hiato na expectativa de vida ao nascer entre os sexos não depende apenas da distribuição de óbitos por idade. Ela é determinada pela diferença entre as taxas específicas de mortalidade feminina e masculina (quanto maior a diferença, maior a contribuição); pela posição do grupo etário (quanto mais jovem,

maior é a contribuição de uma dada diferença entre taxas específicas para a diferença na esperança de vida); e pela mortalidade nos grupos etários anteriores, visto que dela depende o número de sobreviventes do grupo etário em questão (United Nations, 1988).

Assim, embora a concentração dos óbitos nas idades mais avançadas favoreça a contribuição desses grupos etários para o diferencial na esperança de vida por sexo, a posição deles desfavorece, visto que o impacto na esperança de vida ao nascer é maior, quanto mais jovem for o grupo etário. Em contrapartida, a contribuição dos jovens, que é menor do ponto de vista da distribuição dos óbitos por idade, tem a vantagem da posição do grupo etário.

Os dados apresentados na TAB. 5 mostram que, entre 1920 e 1930, o diferencial aumentou pouco, 0,24 ano, e os grupos etários 15 a 34 e 60 a 79 anos foram responsáveis por grande parte desse aumento, ao passo que os dois grupos etários mais jovens contribuíram no sentido contrário. Entre 1930 e 1940, o diferencial reduziu aproximadamente 2 anos e o grupo etário 0 a 4 anos foi responsável por mais de 90% dessa redução, embora os mais idosos tenham contribuído no sentido contrário. Entre 1950 e 1960, a vantagem feminina na esperança de vida manteve-se aproximadamente constante. No decênio seguinte, o diferencial experimentou um ganho de 2,7 anos, e os grupos que mais contribuíram para esse aumento foram 0 a 4 anos e de 15 a 79 anos. Na década de 1980, o diferencial também aumentou 2,7 anos. Embora o primeiro grupo etário tenha contribuído com 31% para a redução do diferencial, a contribuição do grupo etário de 15 a 34 anos foi muito pronunciado: 65%. A contribuição dos adultos e idosos, em conjunto, para o aumento do diferencial também foi alta: 66%. Entre 1990 e 2000, o diferencial apresentou os primeiros sinais de redução, representado principalmente pelas faixas etárias 35 a 39, 60 a 79, 0 a 4 e 15 a 34 anos, respectivamente. Vale ressaltar que o grupo etário dos mais idosos, 80 anos e mais, contribuiu com 48% no sentido do aumento do hiato. Entre 2000 e 2005, a redução do diferencial é mais expressiva e é explicada, principalmente, pela redução da contribuição do grupo etário 15 a 35 anos (73%). Entretanto, os adultos e idosos também contribuíram para o estreitamento, exceto o grupo de 60 a 70 anos (TAB. 5).

TABELA 5: Variação do diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, município de São Paulo, 1920/1930 a 2000/2005

Grupo etário	Variação absoluta								
	1920-1930	1930-1940	1940-1950	1950-1960	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2005
0 a 4	-0,15	-1,61	-0,19	-0,24	0,74	-0,12	-0,82	-0,21	0,06
5 a 14	-0,22	-0,05	0,03	-0,10	0,10	-0,03	0,00	-0,02	-0,04
15 a 34	0,24	-0,38	0,24	0,17	0,44	0,24	1,72	-0,15	-1,16
35 a 59	0,01	0,02	0,05	0,26	0,52	0,15	0,86	-0,43	-0,24
60 a 79	0,29	0,18	0,28	0,24	0,58	0,05	0,66	-0,24	0,02
80 e mais	0,07	0,06	0,02	-0,19	0,30	0,10	0,25	0,34	-0,23
Total	0,24	-1,78	0,43	0,14	2,68	0,39	2,67	-0,71	-1,59
	Variação relativa (%)								
0 a 4	-62,10	90,55	-43,38	-167,90	27,75	-30,93	-30,67	29,14	-4,02
5 a 14	-89,65	2,71	5,81	-71,87	3,58	-8,05	-0,15	3,26	2,72
15 a 34	96,15	21,40	55,75	122,72	16,35	61,58	64,52	20,53	73,11
35 a 59	5,24	-0,96	11,88	181,60	19,57	38,20	32,34	60,22	15,15
60 a 79	119,87	-10,09	64,50	168,29	21,65	13,62	24,66	34,40	-1,49
80 e mais	30,50	-3,61	5,44	-132,84	11,10	25,58	9,31	-47,55	14,52
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

Essas constatações apontam para algumas considerações. Em primeiro lugar, no início do processo de transição da mortalidade, as idades mais avançadas já contribuíam para o aumento do diferencial na esperança de vida ao nascer. A distribuição dos óbitos nessa época provavelmente desfavorecia a contribuição desses grupos para o diferencial, uma vez que boa parte dos óbitos ainda estava concentrada nas primeiras idades, especialmente entre os menores de um ano. Mesmo assim, a contribuição dos óbitos de pessoas idosas já era relativamente alta. Apesar de algumas especificidades, essa tendência se manteve, até 1980, quando o aumento progressivo da mortalidade masculina dos jovens adultos distorceu o padrão da mortalidade entre os sexos. Nesse período, a contribuição dos óbitos ocorridos entre os grupos etários constituídos por jovens explicou a maior parte do aumento do diferencial, embora a contribuição dos idosos ainda tenha sido considerável. Os dois períodos seguintes foram marcados pela redução da mortalidade diferencial entre homens e mulheres. Entre 1990 e 2000 os adultos (35 a 59 anos) foram os que mais contribuíram para essa redução e no quinquênio seguinte, onde se observou a maior diminuição da mortalidade diferencial entre homens e mulheres, o grupo 15 a 34 anos contribuiu com uma parcela significativa da redução, embora a contribuição das idades mais avançadas também tenha sido considerável. Nesse período, com o avanço da transição da mortalidade, a distribuição dos óbitos por idade favoreceu a contribuição das idades mais avançadas, onde passou a se concentrar a maior parte dos óbitos.

No Brasil e em suas localidades, especialmente na Região Sudeste, tem se dado muita importância ao papel das causas externas no diferencial na mortalidade entre os sexos, que está diretamente associada ao pico observado nos adultos jovens. Nossa análise mostrou que a contribuição de tais grupos etários para o diferencial é pronunciada, mas as idades avançadas também contribuem com uma parcela significativa. De fato, o aumento e a subsequente redução do diferencial na esperança de vida por sexo entre 1980 e 2005 são explicados, em grande parte, pelos grupos etários associados às causas externas, mas entre 1990 e 2000 a redução foi explicada pelo grupo 35 a 59 anos (TAB 5). Com o controle das causas externas, é provável que a contribuição das idades mais avançadas para explicar reduções nos diferenciais de mortalidade por sexo

aumente ainda mais. Neste sentido, é preciso dar importância também para os grupos onde a contribuição para o diferencial tem se mantido sistematicamente ao longo do tempo: adultos e idosos.

5 O DIFERENCIAL NA MORTALIDADE POR SEXO: PERSPECTIVA DE COORTE

Muitos países desenvolvidos, entre eles os EUA, vêm experimentando reduções sistemáticas no diferencial na mortalidade por sexo (Glei, 2005; Trovato, 2005; Preston & Wang, 2006; Trovato & Heyen, 2006; Glei & Horiuch, 2007, entre outros). No intuito de explicar essa tendência, alguns autores defendem que as distintas histórias de tabagismo entre homens e mulheres têm um papel importante na redução (Pampel, 2002; 2005; Preston & Wang, 2006). Neste sentido, Preston & Wang (2006) examinaram a tendência do diferencial na mortalidade por sexo nos EUA e demonstraram que, de 1948 a 2003, as mudanças observadas na mortalidade diferencial entre homens e mulheres, sobretudo entre as idades 50 a 84 anos, foram estruturadas por coortes, característica que ainda não havia sido levada em conta em outros estudos. Ainda neste trabalho, os autores mostraram que o comportamento da mortalidade por coorte guarda relação com a história de tabagismo por coortes, o que, segundo eles, revelam o impacto direto do tabagismo na mortalidade.

Diante da descoberta de Preston & Wang (2006) sobre a importância do comportamento das coortes na tendência do diferencial na mortalidade por sexo nos EUA, e devido à ausência de estudos sobre o diferencial com este enfoque no Brasil, desenvolveu-se análises do diferencial na mortalidade entre os sexos, no município de São Paulo, na perspectiva das coortes.

Se o padrão do diferencial na mortalidade entre os sexos de várias coortes é aproximadamente estável, o comportamento observado nos períodos refletirá a experiência das diversas gerações. Em contrapartida, se o comportamento das coortes não é estável, a tendência do diferencial observada na análise de período reflete o que é conhecido como efeito de composição (Rios-Neto & Wajnman, 1994), visto que mudanças no perfil de coortes distintas interferem no comportamento dos períodos. Neste caso, as inferências feitas por meio das análises dos níveis e padrões de período devem ser observadas com cautela, uma vez que o efeito de composição pode levar a conclusões equivocadas,

sobretudo acerca do comportamento futuro do diferencial na esperança de vida ao nascer entre homens e mulheres.

A presente análise, entretanto, possui limitações. Em primeiro lugar, os dados permitiram reconstruir somente duas coortes completas: 1920 e 1925. Para tais coortes, construiu-se as tábuas de vida e aplicou-se o método de decomposição. As coortes subseqüentes são incompletas, o que inviabiliza o cálculo da contribuição dos grupos etários para o diferencial por sexo na esperança de vida ao nascer. Não obstante, a análise das taxas específicas de mortalidade, bem como da evolução das razões de sexo entre elas, permitem vislumbrar como foi o comportamento das distintas gerações no que diz respeito à desvantagem masculina, com relação à feminina, na mortalidade.

Além disso, a população do município de São Paulo não é fechada, ou seja, estava sujeita à migração. De fato, na década de 1940, a migração respondia por 24,8% do crescimento populacional do estado de São Paulo (Perillo, 1996) e é provável que, no município, essa proporção tenha sido ainda maior. Neste sentido, a experiência observada nessas coortes não reflete apenas a experiência de mortalidade dos nascidos em São Paulo; é provável que a experiência de mortalidade dos migrantes tenha influenciado tais estimativas.

5.1 A evolução das taxas específicas de mortalidade das coortes

As FIG.s 9 e 10 apresentam as taxas específicas de mortalidade para as coortes, de 1920 a 2005, femininas e masculinas, respectivamente. A FIG. 9 permite observar que as coortes femininas nascidas em décadas recentes vêm experimentando, ao longo de suas vidas, níveis de mortalidade cada vez menores, especialmente nas idades mais jovens, do que aqueles experimentados pelas coortes nascidas em décadas remotas. Entre as gerações de mulheres nascidas de coortes mais remotas, a principal diferença reside nas TEMs experimentadas por elas nas idades jovens, que resultaram em mudanças no padrão de mortalidade.

FIGURA 9: Logaritmo das taxas específicas de mortalidade das coortes, município de São Paulo, 1920 a 2005, sexo feminino

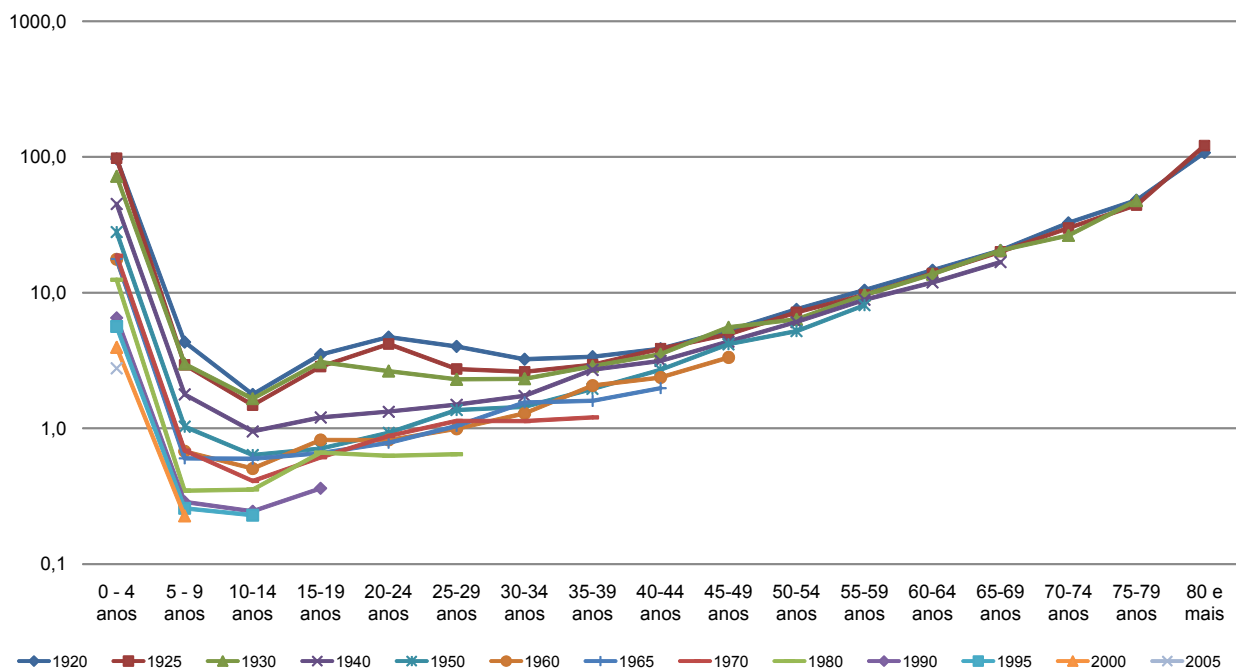
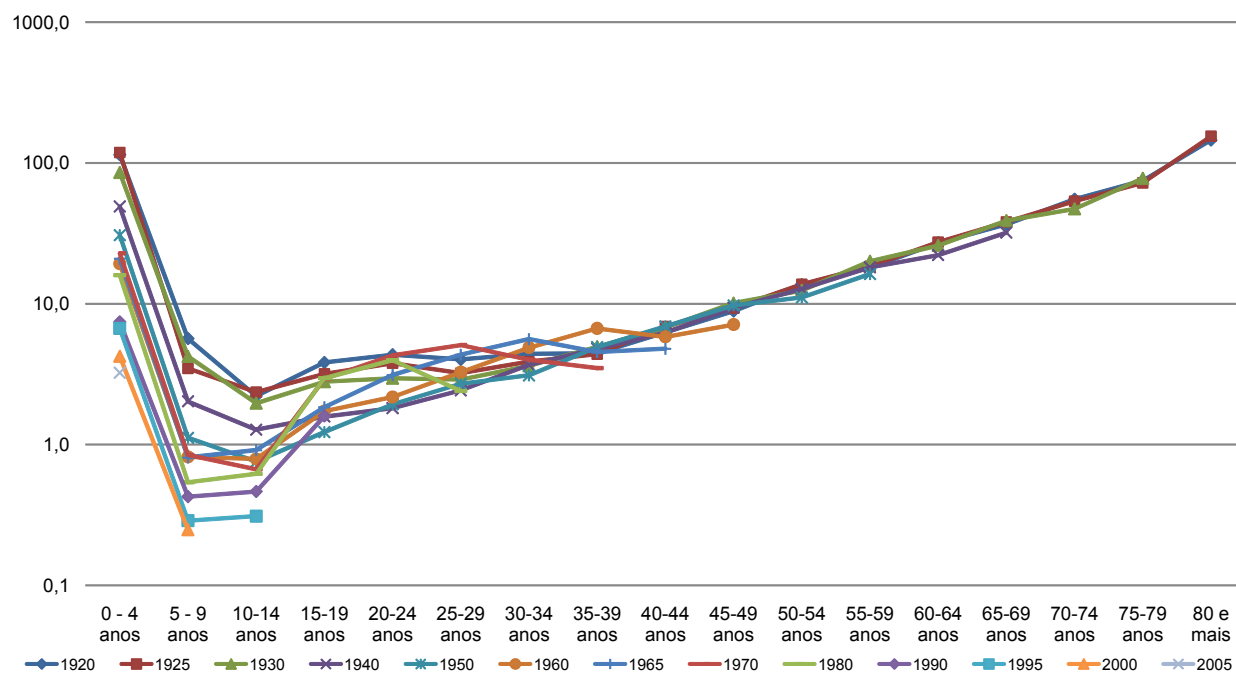


FIGURA 10: Logaritmo das taxas específicas de mortalidade das coortes, município de São Paulo, 1920 a 2005, sexo masculino



Entre as gerações masculinas, o comportamento é diferente daquele observado para as coortes de mulheres (FIG. 10). Para as gerações nascidas em anos mais distantes, até aquela com 0 a 4 anos em 1950, o comportamento da curva de mortalidade é semelhante àquele das coortes femininas. No entanto, a coorte de 0 a 4 anos em 1960 apresentou uma reversão de tal tendência, de forma que as TEM's nos grupos etários 20 a 44 anos foram maiores do que aqueles experimentados pela geração anterior, nas mesmas idades. Tal tendência foi observada nas três gerações subseqüentes (1965, 1970 e 1980). Essas coortes recuperaram, em sua curva de mortalidade, a elevação observada nas coortes mais velhas. A coorte de 0 a 4 anos em 1990, entretanto, experimentou TEMs menores do que aquelas experimentadas pela coorte de 1980, nas mesmas idades, sugerindo que a tendência estava sendo revertida. O mesmo comportamento foi observado pelas gerações subseqüentes, nos grupos etários onde foi possível observar (FIG. 10).

A análise das TEM's sugere que, assim como nos períodos, a transição da mortalidade experimentada pelas mulheres parece ter sido mais homogênea do que aquela experimentada pelos homens. Há indícios, portanto, de que os diferenciais observados na mortalidade entre os sexos são explicados mais por mudanças na estrutura da mortalidade das gerações masculinas do que das gerações de mulheres.

5.2 Padrão etário do hiato na mortalidade entre os sexos

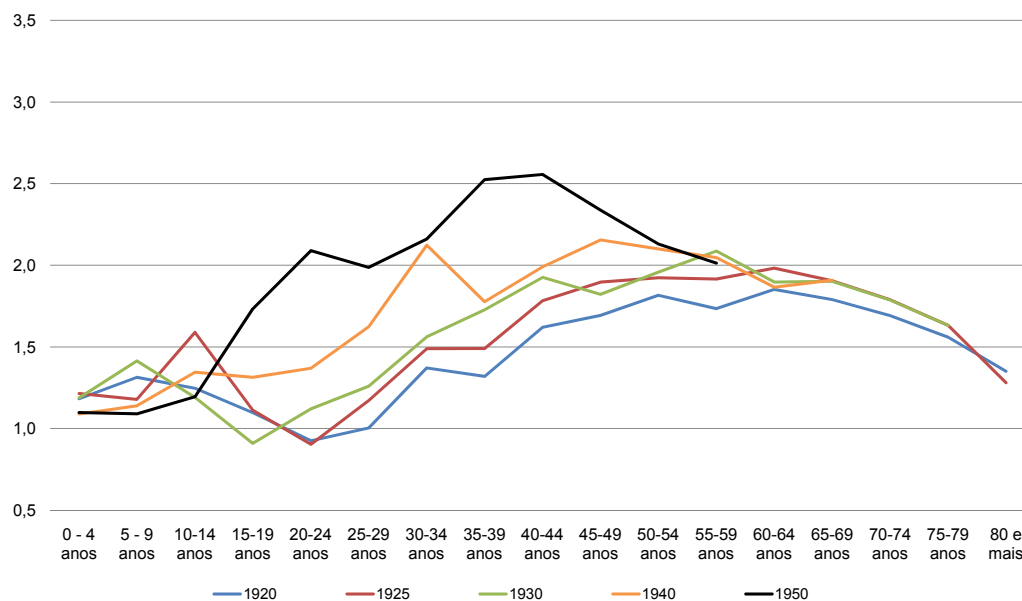
Com o intuito de entender a desvantagem da mortalidade de um sexo, com relação ao outro, na perspectiva das coortes, calculara-se as razões entre as taxas. Em todas as gerações em análise, cujos dados estão disponíveis, a desvantagem masculina pode ser observada em praticamente todos os grupos etários (FIG.s 11 e 12 e TAB. 6).

As coortes de 0 a 4 anos em 1920, 1925 e 1930 apresentam um padrão semelhante. Variaram em torno de 1,0 e 1,4 nas idades mais jovens e se elevaram nas idades adultas e idosas, ficando em torno de 2,0. Em contrapartida, as coortes de 1940 e 1950 apresentam um padrão distinto, semelhante a um "U"

invertido. Ao longo de suas vidas, experimentaram uma desvantagem masculina que aumentou nas idades intermediárias e depois reduziu. Quando as cinco curvas são analisadas em conjunto, observa-se que há uma tendência de rejuvenescimento da desvantagem masculina de uma coorte para outra, bem como um aumento, menos pronunciado do que o observado nas idades jovens, da desvantagem masculina nas idades adultas e idosas (FIG. 11). Este é um indício de que o aumento do hiato total na mortalidade entre os sexos foi explicado por mudanças observadas na mortalidade dos jovens, provavelmente devido ao aumento da mortalidade por causas externas.

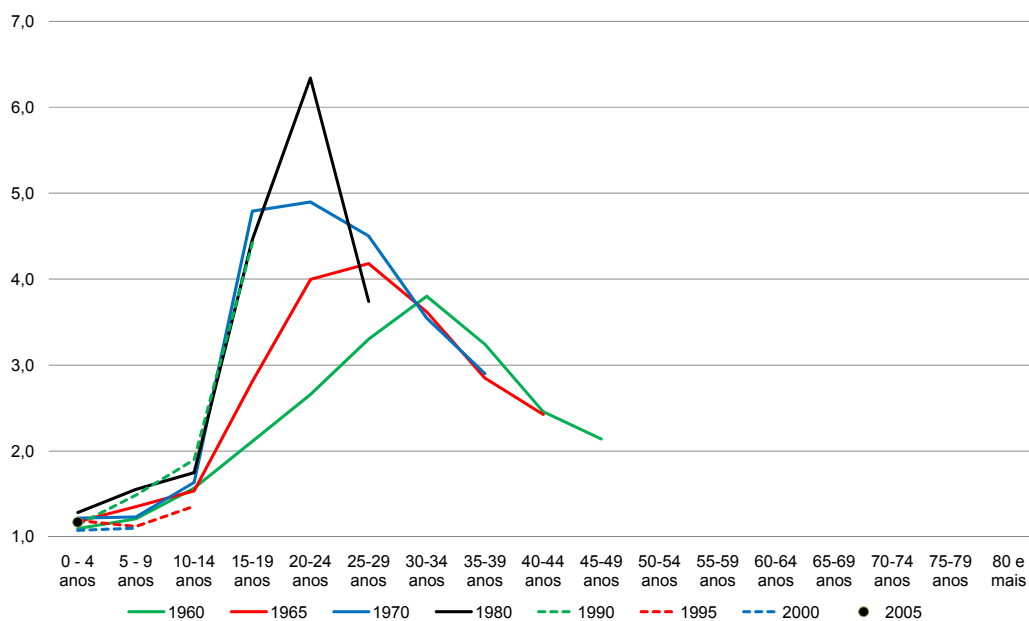
As coortes de 0 a 4 anos de 1960 em diante confirmam o padrão de rejuvenescimento. Apesar de as curvas estarem incompletas, é possível observar com clareza o rejuvenescimento, acompanhado por um aumento do pico da desvantagem masculina, com relação à feminina, nas idades jovens. O maior pico foi observado no grupo etário 20 a 24 anos, na coorte com 0 a 4 anos em 1980. Em contrapartida, no grupo etário 25 a 29 anos, para esta coorte, a desvantagem masculina foi menor do que aquelas observadas, para o mesmo grupo etário, nas duas gerações anteriores. Nas coortes onde há dados suficientes (1960, 1965 e 1970), observa-se que, a partir do grupo etário 30 a 34 anos, a desvantagem masculina vem reduzindo de uma geração para outra. As coortes mais jovens, mais incompletas, vem experimentando, ao longo de seus ciclos de vida, desvantagem masculina cada vez menores nos primeiros grupos etários (FIG. 12).

FIGURA 11: Padrão etário do diferencial na mortalidade das coortes, por sexo, município de São Paulo, 1920 a 1950



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2005) e censos demográficos (1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 1991 e 2000)

FIGURA 12: Padrão etário do diferencial na mortalidade das coortes, por sexo, município de São Paulo, 1960 a 2005



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2005) e censos demográficos (1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 1991 e 2000)

TABELA 6: Razões entre taxas específicas de mortalidade masculinas e femininas de coortes, município de São Paulo, 1920 a 2005

Idades (em anos)	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
0 a 4	1,18	1,21	1,19	1,18	1,09	1,11	1,10	1,11	1,09	1,18	1,22	1,26	1,28	1,29	1,14	1,19	1,08	1,17
5 a 9	1,31	1,18	1,41	1,09	1,14	1,20	1,09	1,03	1,21	1,35	1,23	1,24	1,55	1,21	1,49	1,12	1,10	
10 a 14	1,25	1,59	1,19	1,29	1,34	1,42	1,19	1,42	1,57	1,54	1,63	2,04	1,75	1,65	1,90	1,36		
15 a 19	1,10	1,11	0,91	1,08	1,31	1,29	1,73	2,04	2,11	2,81	4,79	4,92	4,46	5,95	4,42			
20 a 24	0,93	0,90	1,12	1,25	1,37	1,46	2,09	2,10	2,66	4,00	4,90	4,96	6,34	4,97				
25 a 29	1,00	1,17	1,26	1,38	1,62	1,88	1,99	2,44	3,30	4,18	4,50	4,51	3,74					
30 a 34	1,37	1,49	1,56	1,73	2,12	1,88	2,16	2,76	3,80	3,62	3,55	3,19						
35 a 39	1,32	1,49	1,73	1,99	1,78	2,07	2,52	3,17	3,24	2,85	2,90							
40 a 44	1,62	1,78	1,93	1,95	1,99	2,33	2,56	2,86	2,46	2,42								
45 a 49	1,69	1,90	1,82	1,98	2,16	2,31	2,34	2,33	2,14									
50 a 54	1,82	1,92	1,96	2,06	2,10	2,17	2,13	2,12										
55 a 59	1,73	1,92	2,09	2,03	2,05	1,96	2,01											
60 a 64	1,85	1,98	1,90	1,96	1,87	1,98												
65 a 69	1,79	1,91	1,90	1,88	1,91													
70 a 74	1,69	1,79	1,79	1,81														
75 a 79	1,56	1,63	1,63															
80 e mais	1,35	1,28																

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000)

Nota: quanto mais escuro, maior é a desvantagem masculina com relação à feminina.

Os padrões do diferencial na mortalidade por sexo, descritos na literatura consultada neste trabalho, foram construídos com dados de período. Entretanto, é possível observar que os padrões das coortes parecem seguir a mesma tendência descrita para os países desenvolvidos, sem a defasagem de tempo observada nos padrões de período, descritos no capítulo anterior.

5.3 A contribuição dos grupos etários para o diferencial por sexo na esperança de vida ao nascer: a experiência das coortes completas de 1925 e 1930

Com o intuito de verificar se os grupos etários nos quais a razão de sexo das TEM's é elevada são, de fato, aqueles que mais contribuíram para o hiato na mortalidade entre os sexos, tábuas de mortalidade para os anos de 1920 e 1925, por sexo, foram construídas e as decomposições do diferencial na expectativa de vida ao nascer, entre os sexos, foram calculadas.

A TAB. 7 apresenta as esperanças de vida ao nascer, por sexo, para as duas coortes completas: 1920 e 1925. Observa-se que o diferencial por sexo na esperança de vida ao nascer da coorte de 1925 é aproximadamente 1 ano maior do que aquele experimentado pela coorte de 1920. A esperança de vida masculina experimentada pela coorte de 1925 foi um pouco menor do que aquela da coorte de 1920, ao passo que, no caso feminino, a esperança de vida feminina da coorte mais jovem foi maior (TAB. 7).

TABELA 7: Evolução da esperança de vida ao nascer das coortes, por sexo, município de São Paulo, 1920 e 1925

Ano	Homens		Mulheres		$e_0(\text{fem}) - e_0(\text{masc})$
	e_0	diferença	e_0	diferença	
1920	38,09		45,25		7,16
		-0,22		0,64	
1925	37,86		45,89		8,03

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

A TAB. 8 apresenta as contribuições, absolutas e proporcionais, de cada um dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer entre os sexos,

para as coortes de 1920 e 1925. Para as duas coortes, aproximadamente metade da vantagem feminina é explicada pelo primeiro grupo etário. As faixas etárias jovens (5 a 29 anos) contribuem com uma parcela pequena, inferior a 5%. Vale destacar, entretanto, que nas duas coortes o grupo 20 a 24 anos contribuiu negativamente, em torno de 0,5%, o que pode estar associado à mortalidade materna. Os adultos (30 a 59 anos) explicam aproximadamente 20% do diferencial na esperança de vida por sexo e os idosos (60 e mais) entre 25% e 29%.

TABELA 8: Contribuição dos grupos etários para o diferencial na e_0 por sexo das coortes, município de São Paulo, 1920 e 1925

Grupo etário	1920		1925	
	absoluta	relativa (%)	absoluta	relativa (%)
0 a 4	3,36	46,96	4,01	50,00
5 a 9	0,24	3,42	0,10	1,19
10 a 14	0,07	1,02	0,15	1,82
15 a 19	0,05	0,72	0,05	0,61
20 a 24	-0,05	-0,68	-0,06	-0,71
25 a 29	0,00	0,03	0,06	0,73
30 a 34	0,13	1,85	0,14	1,76
35 a 39	0,10	1,46	0,14	1,76
40 a 44	0,20	2,80	0,26	3,18
45 a 49	0,26	3,60	0,32	3,94
50 a 54	0,36	5,03	0,39	4,85
55 a 59	0,36	5,01	0,41	5,17
60 a 64	0,45	6,25	0,49	6,09
65 a 69	0,42	5,88	0,47	5,87
70 a 74	0,40	5,56	0,41	5,14
75 a 79	0,29	4,06	0,30	3,68
80 e mais	0,50	7,03	0,39	4,92
e_0 fem -e_0 masc	7,16	100,00	8,03	100,00

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

Comparando os resultados das decomposições com os padrões construídos por meio das razões de sexo entre TEM's, observa-se um comportamento semelhante para as duas coortes. O primeiro grupo etário explica aproximadamente metade do diferencial, muito embora a desvantagem masculina

mensurada por meio da razão não seja tão pronunciada (1,18 e 1,21 vez a TEM feminina, para as coortes de 1920 e 1925, respectivamente). O grupo etário 20 a 24 anos apresentou desvantagem feminina na mortalidade (FIG. 11), além de uma contribuição pequena, porém negativa, para o hiato na expectativa de vida ao nascer entre os sexos (TAB. 8). A desvantagem masculina nas idades acima de 25 anos foi maior ao longo do ciclo de vida das coortes, sobretudo entre as idades de 40 a 74 anos (FIG. 11 e TAB. 8), mas a contribuição de tais grupos etários para o diferencial variou de 1,5% a 7% nas duas coortes (TAB. 8).

Os resultados mostraram, em primeiro lugar, que o padrão da desvantagem masculina, com relação à feminina, foi bastante semelhante nas duas coortes observadas. A análise das curvas de mortalidade revelou que a transição da mortalidade parece ter sido mais homogênea entre as mulheres, uma vez que as coortes masculinas, a partir daquela que tinha 0 a 4 anos em 1960, experimentaram um aumento sustentado da mortalidade nas idades jovens. Esse aumento resultou em padrões etários do diferencial de mortalidade entre homens e mulheres, mensurados via razões entre TEMs masculinas e femininas, que foram variando entre as coortes, de forma que a desvantagem masculina nas coortes mais velhas foi mais pronunciada nas idades adultas e idosas e, em seguida, passou por um processo de aumento e rejuvenescimento, como pode ser observado na FIG. 12.

A transição do padrão etário do diferencial na mortalidade entre os sexos, experimentado pelas coortes, foi semelhante, em alguma medida, àquela transição observada para os países desenvolvidos, na perspectiva de período. No entanto, os níveis da desvantagem masculina das coortes, por idade, foram sempre maiores do que os observados nos períodos. Além disso, a transição do padrão etário ocorreu primeiro nas coortes, quando comparada aos períodos.

Os resultados indicam que, diferentemente do que Preston & Wang (2006) observaram para os EUA, não há indícios de que a mortalidade diferencial entre os sexos seja estruturada mais por uma perspectiva de coorte do que por uma de período. A despeito das variações de nível da desvantagem e da defasagem temporal, a transição do padrão etário observada nas coortes também foi observada nos períodos. Entretanto, é importante ressaltar que esta inferência

possui limitações, visto que, como dito anteriormente, o diferencial na esperança de vida entre os sexos não depende apenas da razão de sexo entre taxas.

Para se fazer inferências a respeito do comportamento futuro do hiato na esperança de vida entre os sexos, com base na experiência das coortes, seria ideal saber a contribuição dos distintos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer. As razões (FIG. 11) indicam que a desvantagem masculina nas idades jovens ainda permanecem nas coortes mais jovens. Nas gerações que tinham 0 a 4 anos em 2000 e 2005 não se tem a informação dos grupos jovens. Na análise de período observou-se que, nestes anos, o diferencial já apresenta sinais de redução, sobretudo devido à contribuição da redução da mortalidade masculina nas idades jovens. Com a redução das causas externas, espera-se que os grupos jovens contribuam cada vez menos para o hiato na expectativa de vida ao nascer. É provável, ainda, que os grupos etários mais velhos venham a contribuir cada vez mais para a diferença na esperança de vida ao nascer entre os sexos, sobretudo devido à concentração dos óbitos nas idades mais avançadas. Neste sentido, espera-se que, assim como observou-se nos países desenvolvidos, o diferencial na esperança de vida ao nascer do município de São Paulo reduza sistematicamente nas próximas décadas.

6 CONCLUSÃO

Neste estudo analisou-se o diferencial de mortalidade entre os sexos no município de São Paulo, de 1920 a 2005, período que compreende estágios distintos do processo de transição da mortalidade. Em primeiro lugar, realizou-se análises de período dos níveis e padrões do hiato na mortalidade entre os sexos, por meio de um estudo comparativo com os padrões descritos na literatura internacional, com o intuito de caracterizar a experiência do município de São Paulo, na perspectiva de período. Em seguida, observou-se a experiência sob a perspectiva das coortes.

Para cumprir este objetivo, analisou-se o diferencial por meio de três indicadores amplamente utilizados na literatura sobre a temática: hiato na esperança de vida ao nascer, que é uma medida do nível geral da mortalidade diferencial entre homens e mulheres; razões de sexo entre taxas específicas de mortalidade, que fornecem um panorama do padrão etário do diferencial; e a contribuição das distintas idades para o hiato na esperança de vida ao nascer, com base na utilização de um método de decomposição, que complementa a análise do padrão etário mensurado via razões de sexo entre taxas.

De uma maneira geral, as tendências observadas no município de São Paulo foram semelhantes àquelas verificadas para os países desenvolvidos, com algumas especificidades. Em primeiro lugar, os níveis do hiato na mortalidade entre os sexos se revelaram elevados, quando comparados às nações desenvolvidas. Esta é uma característica marcante da evolução da mortalidade paulista. No início do processo de transição da mortalidade observou-se, em São Paulo, uma redução significativa do diferencial. Este comportamento não foi verificado nas tendências dos países desenvolvidos. Até meados da década de 1990, o diferencial experimentou um sustentado aumento e, a partir de 1995, vem apresentando sinais de redução. Apesar da diminuição observada nos anos 1930, a tendência de longo prazo do hiato seguiu os padrões observados entre os países desenvolvidos. Entretanto, observa-se uma defasagem temporal com relação aos países desenvolvidos, que varia entre 30 e 50 anos. Este resultado

parece consistente, visto que a transição da mortalidade começou antes nos países desenvolvidos.

No que diz respeito ao padrão etário do diferencial, as tendências observadas também se assemelham aos padrões descritos na literatura internacional. Entretanto, assim como foram observadas nas tendências de longo prazo do diferencial, houve evidências de uma defasagem na transição do padrão etário da mortalidade diferencial por sexo em São Paulo, quando comparada aos países desenvolvidos. O início do processo foi tardio mas, nos anos mais recentes, as mudanças observadas nos padrões etários em São Paulo foram semelhantes às observadas nos países desenvolvidos.

Mensurar a contribuição das distintas idades para o hiato na esperança de vida ao nascer, entre homens e mulheres, confirmou a hipótese de que uma grande desvantagem de um sexo, com relação ao outro, em uma determinada idade, não implica, necessariamente, uma grande parcela de contribuição para o hiato na esperança de vida. No início do século, a contribuição do primeiro grupo etário foi muito elevada, ao passo que a razão foi próxima da unidade. Da mesma maneira, nos anos recentes, as idades adultas e avançadas tiveram um impacto considerável na vantagem feminina na esperança de vida, mesmo com a grande desvantagem masculina observada nas idades jovens.

No que diz respeito à contribuição dos grupos etários para o aumento ou redução do diferencial de mortalidade por sexo em determinados períodos, observou-se que a redução do hiato no início do processo de transição da mortalidade (nos anos 1930) foi explicada, em grande parte, pelo primeiro grupo etário, sugerindo que a queda da mortalidade masculina entre 0 e 4 anos foi mais pronunciada do que a feminina nesse período. Entre 1950/1960 e 1980/1990, o diferencial aumentou 2,7 anos em cada década. No primeiro decênio, o primeiro grupo etário contribuiu para esse aumento, juntamente com adultos e idosos até 79 anos, ao passo que no segundo decênio, o primeiro grupo etário apresenta uma contribuição no sentido de redução do diferencial de mortalidade por sexo. Entre 1940 e 1970, os adultos e idosos contribuíram com a maior parcela para aumento desse diferencial. Em contrapartida, entre 1970 e 1990, a contribuição do primeiro grupo etário para a redução da sobremortalidade masculina foi anulada pela

grande parcela dos adultos jovens e, também, pela parcela considerável dos adultos e idosos para o aumento do diferencial na mortalidade por sexo, em favor das mulheres. De 1990 a 2000, a redução experimentada pelo diferencial foi explicada, principalmente, pelos adultos e idosos, de 35 a 79 anos. No último quinquênio, marcado pela maior redução absoluta do diferencial, a maior contribuição foi dos adultos jovens, idades cujos óbitos estão, em geral, associados às causas externas. Entretanto, os adultos e idosos também contribuíram com uma parcela significativa.

O forte aumento da mortalidade masculina nas idades jovens em São Paulo distorceu o padrão de mortalidade dos homens, o que teve um impacto nas tendências do hiato na esperança de vida entre os sexos. Este comportamento também tem sido observado em vários países, mas com intensidade inferior à de São Paulo. Certamente, este é um fator que contribui para as diferenças observadas entre os padrões e tendências do diferencial em São Paulo e daqueles descritos na literatura internacional para as nações desenvolvidas nos anos mais recentes. Neste sentido, seria interessante realizar as mesmas análises desconsiderando as causas externas em São Paulo. Acredita-se que as tendências ficariam mais próximas daquelas descritas para os países desenvolvidos.

As análises dos padrões etários das coortes indicam que há uma tendência de rejuvenescimento da desvantagem masculina de uma coorte para outra. Esta tendência é semelhante àquela descrita para os países desenvolvidos, nos períodos, e não parece haver, entre as coortes, a defasagem temporal observada nos padrões de período. Entretanto, observa-se que o nível da desvantagem masculina, mensurada via razões de sexo entre taxas, é mais elevado do que o observado nos países desenvolvidos e nos padrões de período do município de São Paulo.

Para entender os determinantes das tendências observadas nesta dissertação, são necessárias análises que levem em consideração o padrão de contribuição das causas de óbito para o hiato na esperança de vida ao nascer entre os sexos. Esta é uma dimensão muito importante para explicar as tendências e padrões da mortalidade diferencial entre homens e mulheres e consiste em uma possibilidade

de ampliação do escopo do presente trabalho. Verificar a mudança da contribuição das causas de óbito, ao longo do tempo, associada às tendências observadas nesta dissertação, poderá contribuir para lançar luz sobre o entendimento dos fatores associados ao diferencial, em cada momento do tempo, Com isto, pode-se vislumbrar políticas mais adequadas à redução da diferença entre as esperanças de vida masculina e feminina.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGOSTINHO, C. S.; QUEIROZ, B. L. Estimativas da mortalidade adulta para o Brasil no período 1980/2000: uma abordagem metodológica comparativa. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambú, MG. **Anais...**São Paulo: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 2008.

ARRIAGA E. E. Measuring and explaining the change in life expectancies. **Demography**, Chicago, v. 21, n. 1, p. 83-96, Feb. 1984.

BATHIA, S. Traditional practices affecting female health and survival: evidences from countries of South Asia. In: LOPEZ, A. D.; RUZICKA, L. T. **Sex differentials in mortality: trends, determinants and consequences**. Camberra: Australian National University, 1983. 498 p. (Miscellaneous series/Australian National University, 4).

BERQUÓ, E. Pirâmide da solidão? Notas muito preliminares. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 5., 1986, Aguas de São Pedro, SP. **Anais...** São Paulo: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 1986.

BERQUÓ, E. S. A invasão de óbitos no município de São Paulo. **Cadernos de Pesquisa - CEBRAP**, São Paulo, v. 19, p. 1-157, 1974. Disponível em: <http://www.cebrap.org.br/index.asp?Fuseaction=Conteudo&ParentID=389&Menu=377,389,0,0&Materia=1614&str_busca>. Acesso em: 25 maio 2009.

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

BRASIL. Ministério da Saúde. DATASUS. **Mortalidade**. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/sim/obtdescr.htm>>. Acesso em: 12 dez. 2008.

BRASIL. Ministério da Saúde. DATASUS. **População residente**. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibge/popdescr.htm>>. Acesso em: 21 jan. 2009.

CAMARGO, A. B. M.; CUNHA, J. M. P. da. **Considerações preliminares sobre os fenômenos de invasão de óbitos em São Paulo**. São Paulo: Fundação Seade, 1982. p.163-184. (Informe Demográfico, 7).

CAMARGO, A.B.M. **Mortalidade por causas externas no Estado de São Paulo e suas regiões**. 2002. 192 f. Tese (Doutorado) - Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

CANUDAS ROMO, Vladimir. **Decomposition methods in demography**. Netherlands, Amsterdam: Rozenberg Publishers, 2003

CARVALHO J. A. M.; SAWYER, D. O.; RODRIGUES, R. N. **Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia**. 2. ed. São Paulo: ABEP, 1994. 60 p.

CARVALHO, J. A. M.; WONG, L .R. A transição da estrutura etária da população brasileira na primeira metade do século XXI. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 3, p. 597-605, mar. 2008.

CASE, A.; PAXSON, C. Sex differences in morbidity and mortality. **Demography**, Chicago, v. 42, n. 2, p. 189-214, May. 2005.

CHOR, D.; DUCHIADE, M. P.; JOURDAN, A. M. F. Diferencial de mortalidade em homens e mulheres em localidade da região Sudeste, Brasil – 1960, 1970 e 1980. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 26, n. 4, p. 246-255, ago. 1992.

COALE, A.J.; DEMENY, P.G. **Regional model life tables and stable populations**. 2. ed. New York: Academic, 1983. 496 p. (Studies in population)

CONTI, S. *et al.* Gender differentials in life expectancy in Italy. **European Journal of Epidemiology**, The Netherlands, v. 18, n. 2, p. 107-112, Feb. 2003.

DAS GUPTA, P. Standardization and decomposition of rates: a user's manual. Washington: Departament of Commerce/Economics and Statistics Administration, 1993. (Current population reports. Special Studies. U.S., P23-186)

DREVENSTEDT, G. L. *et al.* The rise and fall of excess male infant mortality. **Proceedings of the National Academy of Science**, Philadelphia, v. 105, n. 13, p. 5016-5021, Apr. 2008.

FERREIRA, C. E. C.; CASTIÑEIRAS, L. L. Está diminuindo a esperança de vida paulista? In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS 1961-1974, 11., 1998, Caxambú, MG. **Anais...** São Paulo: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 1998.

FERREIRA, C. E. C.; ORTIZ, L. P. As dimensões da mortalidade infantil em São Paulo. **Revista Brasileira de Estudos da População**, Campinas, v. 4, n. 1, p. 107-136, jan./jun.1987.

FERREIRA, C. E. C.; CASTIÑEIRAS, L. L. O aumento da violência entre jovens adultos e as transformações no padrão de mortalidade paulista. **Boletim Como Vai?** população brasileira, Brasília, v. 1, n. 3, p. 6-12, ago./out., 1996a.

FERREIRA, C. E. C.; CASTIÑEIRAS, L. L. O rápido aumento da mortalidade dos jovens adultos em São Paulo: uma trágica tendência. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 34-41, mês 1996b.

FIHEL, A. The sterner sex, the weaker sex. Two patterns of excess male mortality. EUROPEAN POPULATION CONFERENCE IN BARCELONA, 2008, Barcelona. **Anais...** Barcelona: European Association for Population Studies, 2008.

FORMIGA, M. C. C.; RAMOS, P. C. F.; SILVA, F. M. Sobremortalidade masculina: uma análise comparativa entre Natal – RN e São Paulo – SP, 1995. ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 11., Caxambú, MG. **Anais...** São Paulo: Associação Brasileira de Estudos Populacionais, 1998

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANALISE DE DADOS – SEADE. **Esperança de vida aumenta e diferença entre gêneros diminui.** São Paulo: SEAD, 2006 Disponível em : <http://www.seade.gov.br/produtos/espvida/espvida_jan2006.pdf> Acesso em: 18 fev. 2009.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS – SEAD. **Movimento do registro civil. Tabulação dos Microdados:** metodologia de produção das estatísticas vitais do Estado de São Paulo. São Paulo: SEADE, [20-?]. Disponível em:

<<http://www.seade.gov.br/produtos/mrc/metodologia.pdf>>. Acesso em: 21 jun. 2008.

GEE, E. M. Gender and death. In: ENCYCLOPEDIA of Death and Dying. New York: Macmillan Reference, 2002. Disponível em: <<http://www.deathreference.com/En-Gh/Gender-and-Death.html>>. Acesso em: 28 fev. 2009

GJONÇA, A.; TOMASSINI, C.; VAUPEL, J. W. **Male-female differences in the developed world.** Germany: Max Plank Institute for Demographic Research, 1999. (Working Paper of the Max Plank Institute for Demographic Research, 9)

GLEI, D. A. The sex gap in mortality: historical patterns across twenty-four countries, Tours, France: International Union for the Scientific Study of Population, 2005. (Paper to be presented at Section 203: Gender, Health, and Mortality, IUSSP 2005)

GLEI, D. A.; HORIUCH, S. The narrowing sex differential in life expectancy in high-income population: Effects of differences in the age pattern of mortality. **Population Studies**, London, v. 61, n. 2, p. 141-159, Jul. 2007.

GOLDANI, A. M. **O potencial e o uso das estatísticas vitais de São Paulo: a experiência do Geade.** São Paulo: Fundação Seade, 1982. p.57-81. (Informe Demográfico, 7).

GOLDANI, A. M.; FERREIRA, C. E. **A situação dos fatos vitais no Brasil.** São Paulo: Fundação Seade, 1982. p. 1-23. (Informe Demográfico, 7).

GOMES, M. M. F.; TURRA, C. M. **Quantos são os centenários no Brasil?** Uma estimativa indireta da população com 100 anos e mais com base no número de óbitos. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2008. 19 p. (Texto para discussão interna, 338)

GONZAGA, M. R. **Compressão da mortalidade**: entendendo a variabilidade da idade à morte na população do Estado de São Paulo, 1980-2005. 2008. 112 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2008.

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

IBGE. **Brasil**: tabuas-modelo de mortalidade e populações estaveis. Rio de Janeiro: IBGE, 1981. 141p. (Serie estudos e pesquisas/IBGE;10).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **A história do censo no Brasil**. [S.l.]: IBGE, [2000?] Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/censo/censobrasil.shtm>>. Acesso em: 21 jan. 2009.

KALBEN, B. B. Why men die younger: causes of mortality differences by sex. **North American Actuarial Journal**, Schaumburg, v. 4, n. 4, p. 83-111, Oct. 2000.

KITAGAWA, E. Components of a difference between two rates. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 50, n. 272, p. 1168-1194, Dec.1955.

LANGFORD, C.; STOREY, P. Sex differentials in mortality early in the twenty century: Sri Lanka and India compared. **Population and Development Review**, New York, v. 19, n. 2, p. 263-282, Jun. 1993.

LAPREGA, M R.; MANÇO, A. R. X.. Tendência histórica da invasão de óbitos em município da Região Sul do Brasil: período de 1936 a 1982. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 3, p.513-519, jul./set. 1999.

LAURENTI, R. O problema das doenças crônicas de degenerativas e dos acidentes nas áreas urbanizadas da América Latina. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 9, n. 2, p. 239-248, jun. 1975

LAURENTI, R.; MELLO JORGE, M.H.P.; GOTLIEB, S.L.D. Perfil epidemiológico da morbi-mortalidade masculina. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 1, p. 35-46, Jan./Mar. 2005.

LOPEZ, A. D.; RUZICKA, L.T. **Sex differentials in mortality: trends, determinants and consequences**. Canberra, Australia: Australian National University, 1983. (Department of Demography Miscellaneous Series, 4).

LUY, M. Causes of male excess mortality: insights from cloistered populations. **Population and Development Review**, New York, v. 29, n. 4, p. 647-676, Dec. 2003.

MESLÉ, F. Gender gap in life expectancy: the reasons for a reduction of female advantage. **Revue d'Epidemiologie et de Sante Publique**, Paris, v. 52, n.4, p. 333-352, Sept. 2004.

MURTHY, K. P. A comparison of different methods for decomposition of changes in expectation of life at birth and differentials in life expectancy at birth. **Demographic Research**, Germany, v.12, n. 7, p. 141-172, April. 2005.

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

OHADIKE, P. O. evolving indications of mortality differentials by sex in Africa. In: LOPEZ, A. D.; RUZICKA, L.T. **Sex differentials in mortality: trends, determinants and consequences**. Canberra, Australia: Australian National University, 1983. (Department of Demography Miscellaneous Series, 4).

OLIVEIRA, J. C.; ALBUQUERQUE, F. R. P. C.; SENNA, J. R. X. **Breves notas sobre a mortalidade no Brasil no período 2000 - 2005**. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. Nota Técnica.

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

ORTEGA, Antonio. **Tablas de mortalidad**. San José, Costa Rica: Centro Latino Americano de Demografia, 1987. 295p.

ORTIZ, L. P; YASAKI, L. M. Aumento do diferencial por sexo da mortalidade no estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Estudos da População**, Campinas, v. 1, n. 1/2, p. 145-170, jan./dez. 1984.

PAES, N. A. Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos estados brasileiros em 2000. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 39, n. 6, p.882-890, dez. 2005.

PAES, N. A.; ALBUQUERQUE, M. E. E. Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 33, n. 1, p.33-43, fev. 1999.

PAMPEL, F. C. Forecasting sex differences in mortality in high income nations: the contribution of smoking. **Demographic Research**, Germany, v. 13, n.18, p. 455-484, Nov. 2005.

PAMPEL, F.C. Cigarette use and the narrowing sex differential in mortality. **Population and Development Review**, New York, v. 28, n. 1, p. 77-104, Mar. 2002.

PERILLO, S. R. Novos caminhos da migração no estado de São Paulo. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 73-82, jun. 1996

POLLARD, J. H. Some methodological issues in the measurement of sex mortality patterns. In: LOPEZ, A. D.; RUZICKA, L. T. **Sex differentials in mortality**: trends, determinants and consequences. Canberra, Australia: Australian National University, 1983. (Department of Demography Miscellaneous Series, 4).

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.; STEWART, Q. Effects of age misreporting on mortality estimates at older ages. **Population Studies**, London, v. 53, n.2, p. 165-177, Jul. 1999.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography**: measuring and modeling population process. Massachusetts: Blackwell Publishers, 2001.

PRESTON, S.H.; WANG, H. Sex mortality differences in the United States: the role of cohort smoking patterns. **Demography**, Chicago, v. 43, n. 4, p. 631-646, Nov. 2006.

RETFERFORD, R. D. The changing sex differential in mortality. In: RETFERFORD, R. D. **Studies in population and urban demography**. Westport: Greenwood, 1975. v. 1, 139 p.

RIOS NETO, E. L. G.; WAJNMAN, S. Participação feminina no mercado de trabalho no Brasil: alternativas para projeções de níveis e padrões. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 2, p. 203-234, 1994.

RODRIGUES, G. C.; FONSECA, M. C.; RODRIGUES, R. N. Índices de mortalidade por sexo e seu impacto no mercado matrimonial. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 10., 1996, Caxambu, **Anais...** Caxambu: ABEP, 1996.

SÁNCHEZ, H. B.; PRESTON, S. H. **A new method for attributing changes in life expectancy to various causes of death, with application to the United States**. Philadelphia: University of Pennsylvania, 2007. (PSC Working Paper Series, 07-01).

SHRESTHA, L. Population aging in developing countries. **Health Affairs**, Millwood, v. 19, n. 3, p. 204-212, May./Jun. 2000

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

SIMÕES, C. C. S. **Perfis de saúde e mortalidade no Brasil**: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos. Brasília: OPAS, 2002.

TROVATO, F. Narrowing sex differential in life expectancy in Canada and Austria: comparative analysis. In: VIENNA INSTITUTE OF DEMOGRAPHY. **Vienna Yearbook of Population Research**. Vienna, Austria: Vienna Institute of Demography, 2005. p. 17-52

TROVATO, F.; HEYEN, N. B. A varied pattern of change of the sex differential in survival in the G7 countries. **Journal of Biosocial Science**, Oxford, v. 38, n. 3, p. 391-401, May. 2006

TULJAPURKAR, S.; BOET, 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.

UNITED NATIONS. Growth balance methods. In: _____. **Methods for estimating adult mortality**. [S.I.]: United Nations, 2002. (Working Paper, ESA/P/WP.175). Disponível em: <<http://www.un.org/esa/population/publications/adultmort/Complete.pdf>>. Acesso em: 19 nov. 2008.

UNITED NATIONS. **Levels and trends of mortality since 1950**: a joint study by the United Nations and World Health Organization. New York: United Nations, 1982a.

UNITED NATIONS. **Model life tables for developing countries**. New York: United Nations, 1982b.

UNITED NATIONS. Mortality and the demographic impact of HIV/aids. In: _____. **World population prospects: the 2004 revision**. [S.I.]: United Nations, 2005. Disponível em: <http://www.un.org/esa/population/publications/WPP2004/2004Highlights_finalrevised.pdf>. Acesso em: 23 jan. 2009.

UNITED NATIONS. Mortality and the demographic impact of HIV/aids. In: _____. **World population prospects: the 2006 revision**. [S.I.]: United Nations, 2007. (Working Paper, ESA/P/WP.202). Disponível em: <http://www.un.org/esa/population/publications/wpp2006/WPP2006_Highlights_rev.pdf>. Acesso em: 23 jan. 2009.

UNITED NATIONS. Patterns of sex differential in mortality in less developed countries. In: LOPEZ, Alan D; RUZICKA, Lado T; AUSTRALIAN NATIONAL UNIVERSITY. **Sex differentials in mortality**: trends, determinants and consequences. Canberra: Australian National University, 1983. 498 p. (Miscellaneous series/Australian National University, 4).

UNITED NATIONS. Sex differentials in life expectancy and mortality in developed countries: an analysis by age groups and causes of death from recent and historical data. **Population Bulletin of the United Nations**, New York, n. 25, p. 65-107, Apr. 1988.

UNITED NATIONS. World population prospects: the 2008 revision. **Population Database**. *United Nations Population Division*. Disponível em: <<http://esa.un.org/unpp/index.asp?panel=2>>. Acesso em: 11 jun. 2008.

VALLIN, J. Mortalidade, sexo e gênero. In: PINNELLI, A. (Org.). **Gênero nos estudos de população**. Campinas: ABEP, 2004. p. 15-54 (Coleção Demographicas, 2)

VALLIN, J. Sex patterns of mortality: a comparative study of model life tables and actual situations with special reference to the cases of Algeria and France. In: LOPEZ, A.D.; RUZICKA, L.T. **Sex differentials in mortality**: trends, determinants and consequences. Canberra: Australian National University, 1983. 498p. (Miscellaneous series/Australian National University, 4).

VAUPEL, J. W.; CANUDAS-ROMO, V. Decomposing change in life expectancy: a bouquet of formulas in honor of nathan keyfitz's 90th birthday. **Demography**, Chicago, v. 40, n. 2, p. 201-216, May. 2003

VERBRUGGE, L.M. The social roles of the sexes and their relative health and mortality. In: LOPEZ, A.D.; RUZICKA, L.T. **Sex differentials in mortality**: trends, determinants and consequences. Canberra: Australian National University, 1983. 498p. (Miscellaneous series/Australian National University, 4).

WALDRON, I. The Role of Genetic and Biological Factors in Sex Differential in Mortality. In: LOPEZ, A.D.; RUZICKA, L.T. **Sex differentials in mortality: trends, determinants and consequences**. Camberra: Australian National University, 1983. 498p. (Miscellaneous series/Australian National University, 4).

WALDVOGEL, B. C. *et al.* Projeção da população paulista como instrumento de planejamento. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 17, n.3/4, p. 67-79, jul./dez. 2003

WALDVOGEL, B. C.; FERREIRA, C. E. C; YAZAKI, L. M. Estatísticas da vida. **São Paulo em Perspectiva**, v. 17, n. 3/4, p. 55-66, jul./dez. 2003

WILMOTH, John R.; SHKOLNIKOV, Vladimir. **Human mortality database**. Berkeley, USA: University of California, [s.d.]. Disponível em: <<http://www.mortality.org>>. Acesso em: 10 nov. 2008.

WINGARD. The sex differential in morbidity, mortality and lifestyle. **Rev. Public Health**, v. 5, p. 433-158, May. 1984.

ZANFONGNON, R.; BOUBEAU, R. **Sex differential in life expectancy at birth in Canada, 1921-2004: provincial variations**. Canadá: Policy Research Initiative/Government of Canada, 2008.

ANEXO A

Tabela A1: Taxas Específicas de Mortalidade por mil habitantes, Município de São Paulo, 1920 a 2005, sexo masculino.

Grupo etário	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
0 a 4	114,56	118,70	85,50	66,80	49,02	32,38	30,70	27,94	19,24	20,86	22,87	23,98	15,99	12,10	7,45	6,69	4,25	3,24
5 a 9	5,43	5,67	3,47	4,23	2,76	2,03	1,49	1,12	0,83	0,82	0,81	0,85	0,54	0,54	0,41	0,43	0,29	0,25
10 a 14	3,81	3,46	2,22	2,36	1,97	1,64	1,28	0,93	0,76	0,73	0,79	0,92	0,67	0,72	0,62	0,63	0,46	0,31
15 a 19	6,72	6,39	4,40	3,84	3,17	2,80	1,89	1,58	1,21	1,23	1,41	1,73	1,84	2,93	3,29	2,96	3,03	1,60
20 a 24	9,96	11,55	7,85	5,96	4,35	3,78	2,96	2,13	1,82	1,52	1,93	2,28	2,18	3,12	4,30	4,27	3,98	2,35
25 a 29	12,42	12,56	8,91	7,00	5,16	4,03	3,21	2,89	2,40	2,43	2,59	2,71	2,38	3,27	4,35	5,11	3,83	2,41
30 a 34	12,02	11,08	8,98	8,53	5,71	5,26	4,43	3,88	3,62	3,54	3,69	3,28	3,11	3,84	4,89	5,61	4,01	2,72
35 a 39	13,76	13,81	11,28	9,97	7,81	6,15	5,79	4,45	4,39	4,96	5,06	4,80	4,53	4,92	5,82	6,69	4,53	3,50
40 a 44	17,53	16,46	13,10	12,75	11,09	9,30	7,37	6,63	6,26	6,90	6,78	6,80	6,25	6,29	6,91	7,68	5,82	4,79
45 a 49	24,11	21,57	16,54	15,94	12,91	11,98	10,93	9,70	9,28	8,89	9,36	10,12	8,94	9,38	9,47	9,74	8,22	7,12
50 a 54	31,97	26,16	22,56	21,17	20,22	17,52	17,14	15,37	13,69	13,87	13,68	13,78	12,44	12,54	12,75	12,47	11,08	10,90
55 a 59	39,56	32,46	26,74	28,05	25,97	24,23	22,23	23,01	20,64	19,19	19,74	18,08	18,47	20,05	18,32	18,14	15,82	16,26
60 a 64	50,88	57,64	48,90	45,85	42,32	36,29	35,00	32,49	31,19	31,89	29,69	30,21	27,11	27,45	25,94	24,87	22,19	21,49
65 a 69	69,28	73,89	62,15	67,47	54,93	52,48	47,25	46,99	41,73	45,32	44,77	42,36	38,93	36,59	38,15	38,95	33,49	32,05
70 a 74	101,93	117,08	98,67	107,41	86,48	74,62	73,67	67,66	64,11	62,49	67,51	66,54	61,06	60,59	55,29	53,56	47,17	44,61
75 a 79	172,64	180,55	137,70	143,58	122,81	119,50	112,09	107,14	92,49	103,88	101,68	100,18	91,14	89,26	86,63	74,95	72,20	77,82
80 e mais	210,68	261,15	255,65	273,94	230,67	196,69	191,89	161,76	140,89	143,53	144,37	153,36	152,45	137,82	112,10	122,83	145,50	155,04

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

Nota: cada uma das colunas representa um período e as coortes podem ser acompanhadas pelas diagonais coloridas

Tabela A2: Taxas Específicas de Mortalidade por mil habitantes, município de São Paulo, 1920 a 2005, sexo feminino.

Grupo etário	1920	1925	1930	1935	1940	1945	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
0 a 4	96,90	97,74	71,99	56,52	45,03	29,23	27,97	25,12	17,58	17,73	18,74	19,10	12,46	9,39	6,52	5,63	3,95	2,77
5 a 9	4,21	4,32	2,94	2,99	2,53	1,78	1,24	1,03	0,81	0,68	0,60	0,69	0,44	0,35	0,34	0,29	0,26	0,23
10 a 14	2,16	2,85	1,78	1,48	1,65	1,27	0,95	0,65	0,64	0,52	0,51	0,60	0,41	0,35	0,35	0,38	0,25	0,23
15 a 19	6,15	5,31	4,35	3,50	2,85	3,08	1,76	1,20	0,94	0,71	0,69	0,82	0,66	0,61	0,67	0,66	0,51	0,36
20 a 24	9,22	8,88	6,77	5,71	4,71	4,19	2,64	1,70	1,33	1,04	0,93	1,09	0,82	0,78	0,88	0,86	0,63	0,47
25 a 29	11,81	10,07	7,62	6,75	5,27	4,02	2,74	2,29	1,74	1,49	1,38	1,36	0,98	0,99	1,04	1,13	0,85	0,64
30 a 34	11,10	9,69	6,89	6,67	4,70	4,33	3,23	2,61	2,32	2,04	1,74	1,74	1,44	1,39	1,29	1,55	1,13	0,85
35 a 39	11,03	9,92	8,30	7,38	6,63	5,15	4,14	3,37	2,95	2,87	2,54	2,70	2,18	1,95	1,84	2,06	1,59	1,21
40 a 44	12,72	11,81	8,71	8,89	7,47	6,22	5,06	4,73	3,87	3,87	3,52	3,50	3,14	2,70	2,70	2,69	2,37	1,98
45 a 49	14,52	14,00	10,35	10,26	9,26	8,29	7,23	6,42	6,01	5,25	4,93	5,56	4,53	4,35	4,10	4,17	3,53	3,33
50 a 54	17,95	15,88	13,01	13,51	12,62	12,03	11,66	10,08	8,33	8,27	7,53	7,16	6,36	6,09	6,07	5,76	5,20	5,15
55 a 59	23,64	23,00	18,16	17,78	15,94	15,55	14,53	14,08	12,54	11,12	11,07	10,42	9,64	9,61	9,04	8,86	8,08	8,08
60 a 64	33,55	34,47	27,24	29,51	26,56	22,98	22,42	20,43	20,42	18,50	16,33	17,41	14,64	13,85	13,68	12,67	11,89	10,86
65 a 69	46,99	43,43	41,19	42,45	36,72	35,95	31,02	30,02	26,93	27,36	26,87	24,25	23,09	20,44	20,02	20,48	17,84	16,79
70 a 74	68,19	77,40	72,14	73,15	63,78	54,17	52,56	48,34	46,67	42,54	42,23	41,96	37,63	35,64	32,68	29,94	26,42	24,59
75 a 79	113,08	110,56	107,92	104,69	94,68	90,16	85,29	81,64	70,05	74,98	70,55	69,23	62,99	58,35	55,34	48,08	44,24	47,69
80 e mais	186,41	224,85	195,98	200,53	178,93	165,32	161,15	152,29	140,02	128,95	123,74	127,01	127,17	113,54	92,47	98,62	107,68	121,15

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000)

Nota: cada uma das colunas representa um período e as coortes podem ser acompanhadas pelas diagonais coloridas

ANEXO B

Aplicação dos métodos Preston & Coale (1983) e Equação de Balanceamento de Brass (Brass, 1975) e Análise da mortalidade na infância

Nesta seção aplicou-se dois métodos de correção de subregistro de óbitos aos dados fornecidos pela Fundação SEADE.

O método de Preston & Coale (United Nation, 1983) se baseia na idéia de gerações extintas desenvolvida por Vicent em 1951 (Agostinho & Queiroz, 2008). Em qualquer população, o número de pessoas em um determinado grupo de idade, 15 a 19 anos, por exemplo, em um determinado tempo t , é igual ao número total de óbitos dessas pessoas desde o momento t , quando seus membros tinham 15 a 19 anos, até o momento em que o último sobrevivente tenha morrido. Se são registrados apenas 50% dos óbitos ocorridos em cada ano, a razão do número total de óbitos registrados para a população real será $1/2$, valor este que mede o grau de cobertura dos registros (United Nations, 1983). Este método utiliza a distribuição etária de óbitos da população e se baseia no pressuposto de população estável (Paes & Albuquerque, 1999).

O método proposto por Brass em 1975 (Método da Equação de Balanceamento de Brass) é baseado nos pressupostos de população estável e fechada. A formulação se baseia na relação onde a taxa de crescimento da população deve ser igual à diferença entre a taxa de entrada (nascimentos) e saída (óbitos). Para uma população estável, Brass observou que a equação de equilíbrio pode ser definida como uma relação linear entre a taxa de mortalidade e a taxa de natalidade para os diferentes grupos etários, onde o coeficiente angular representa o fator de correção (sub-registro dos óbitos) e o coeficiente linear determina a taxa de crescimento da população em estudo (Paes & Albuquerque, 1999). Embora a formulação de Brass tenha a vantagem de requerer como insumo apenas uma única distribuição etária populacional e sua distribuição de óbitos por idade correspondente, o pressuposto de população estável é,

freqüentemente, inapropriada em muitos contextos, sobretudo em virtude das mudanças nos níveis de fecundidade e mortalidade (United Nations, 2002).

Os resultados da aplicação destes dois métodos clássicos, para o município de São Paulo, de 1920 a 2000, podem ser observados na TAB. B1 e nas FIG.s B1 e B2. Como era de se esperar, a cobertura aumenta nas primeiras décadas do século, em ambos os métodos. Para o método de Brass, a cobertura estimada em 1920 foi de 69% para os homens e 61% para as mulheres, ao passo que o método de P&C estimou em 84% e 86%, homens e mulheres, respectivamente. Em 1930 e 1940, observou-se um ganho no grau de cobertura, para ambos os sexos e métodos. O método de P&C estimou graus de cobertura maiores do que a unidade de 1930 em diante, sugerindo que a cobertura já era completa desde então, comportamento este que não foi observado nas estimativas calculadas pelo método de Brass.

Tabela B1: Grau de cobertura do registro de óbitos segundo os métodos de Brass (1975) e Preston & Coale (1980). Município de SP, 1920 a 2000

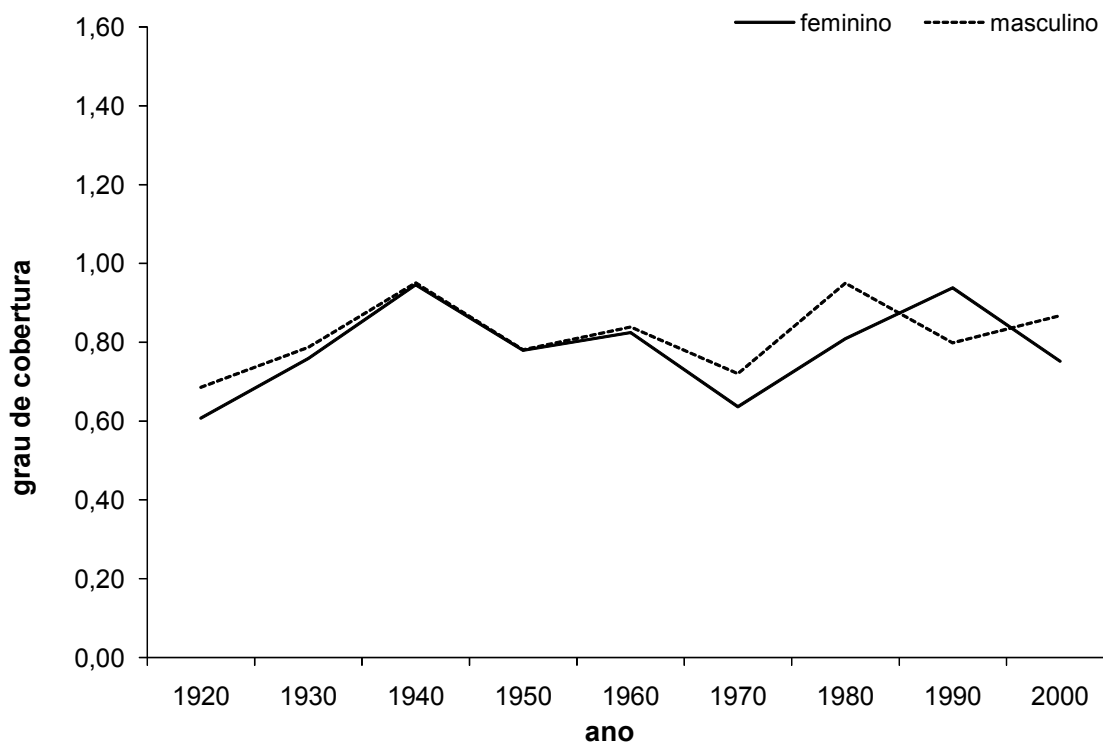
Ano	Grau de Cobertura			
	Brass (1975)		Preston & Coale (1980)	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
1920	0,686	0,607	0,839	0,855
1930	0,787	0,759	1,220	1,370
1940	0,951	0,946	1,449	1,506
1950	0,781	0,779	1,617	1,556
1960	0,839	0,824	1,586	1,666
1970	0,720	0,636	1,621	1,797
1980	0,951	0,809	1,005	0,972
1990	0,799	0,938	0,542	0,674
2000	0,868	0,752	0,681	0,562

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 1950) e censos demográficos

Considerando o método de Brass verifica-se que, a partir de 1950, o grau de cobertura estimado decresce, em relação àquele apresentado em 1940, embora apresente variações. Já o grau de cobertura estimado com base no método de P&C, no caso do sexo masculino, aumenta monotonicamente até 1950, oscila entre 1960 e 1970 e passa a apresentar tendência decrescente a partir de 1980; no caso do sexo feminino a tendência crescente no grau de cobertura do registro de óbitos é interrompida em 1980, quando se inicia tendência de redução. (FIG. B1 e B2). Estudos anteriores destacam que a cobertura dos registros de óbito no

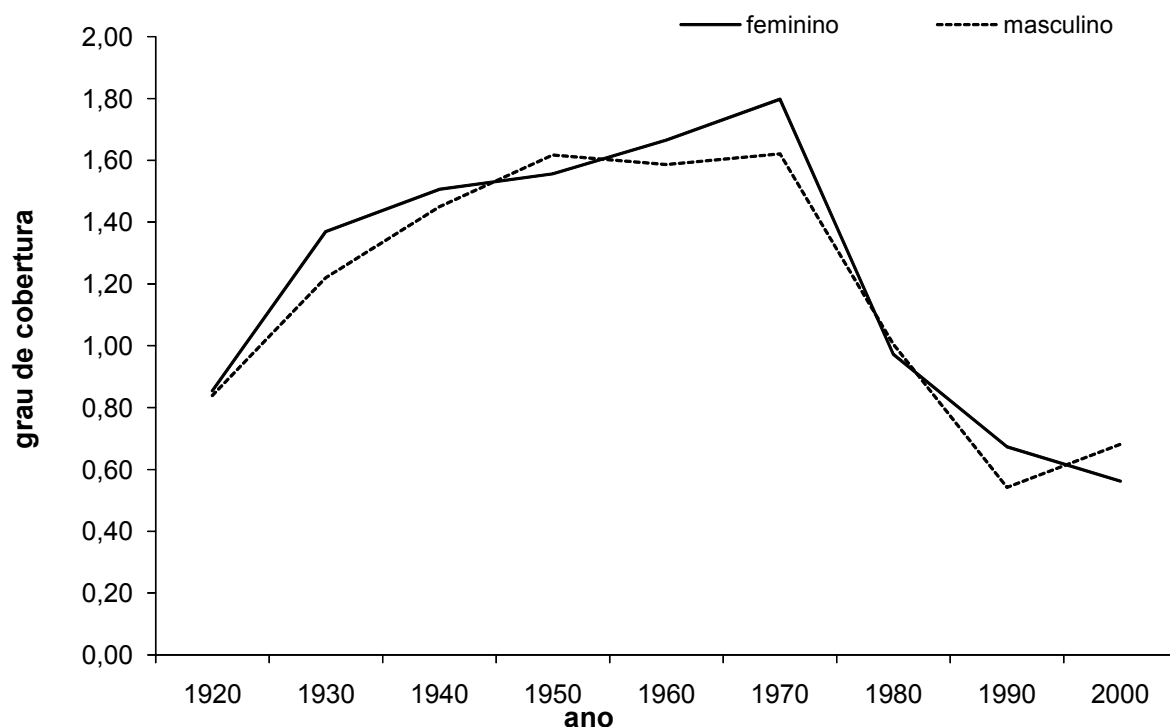
Estado de São Paulo é praticamente completa há várias décadas (Camargo, 2002; Vasconcelos, 2000, 1998, Paes & Albuquerque, 1999). Sendo assim, não há motivos para acreditar que a qualidade da informação tenha piorado com o passar dos anos, sugerindo que o comportamento observado nas curvas das FIG. B1 e B2 pode estar relacionado com a quebra de dois pressupostos assumidos pelos métodos: população estável e população fechada. É amplamente conhecido o fato de que o processo de transição demográfica se iniciou no Brasil na década de 1940, com a queda significativa dos níveis de mortalidade (Carvalho & Wong, 2008). No entanto, como estamos trabalhando com o município de São Paulo, um dos mais desenvolvidos do ponto de vista econômico, dentre os municípios brasileiros, é possível que a queda dos níveis de mortalidade tenham se iniciado até mesmo antes de 1940. Ademais, na década de 1940, a migração respondia por 24,8% do crescimento populacional do Estado de São Paulo (Perillo, 1996), fato este que também pode ajudar a explicar a não adequação das estimativas com a realidade.

FIGURA B1 : Grau de cobertura do registro de óbitos segundo o método da Equação Geral de Balanceamento, município de São Paulo, 1920-2000



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2000) e censos demográficos

FIGURA B2: Grau de cobertura do registro de óbitos segundo o método de Preston & Coale, município de São Paulo, 1920-2000.



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2000) e censos demográficos

Análise da mortalidade na infância

Com o intuito de definir o critério adotado para corrigir a mortalidade abaixo dos 5 anos em 1920, 1925, 1930 e 1935, foram realizados alguns testes .

Em primeiro lugar, aplicou-se o mesmo fator de correção encontrado para a mortalidade adulta via método da Equação Geral de Balanceamento (Hill, 1987) e estimou-se as funções de mortalidade e esperanças de vida ao nascer. Em seguida, diversas curvas de mortalidade foram selecionadas⁹ e utilizadas como

9 As funções de mortalidade selecionadas como padrão são: HOMENS: Suécia 1752 (Human Mortality Database, 2008); Islândia 1840 (Human Mortality Database, 2008); Dinamarca 1835 (Human Mortality Database, 2008); Família Coale & Demeny: Norte – nível 8, Sul – nível 4, Leste – nível 5 e Oeste – nível 8 (Coale & Demeny, 1983); Família Nações Unidas: América Latina – nível 35 (United Nations, 1982b); Brasil (Frias & Rodrigues, 1981), Município de São Paulo 1940 (calculado com os dados deste trabalho).

padrão, de forma que os níveis de tais tábuas foram escolhidos pela proximidade entre as taxas de mortalidade adultas da curva padrão e da observada (município de São Paulo).

Com os padrões selecionados estimou-se a função de sobrevivência via modelo relacional, por meio do qual funções distintas de mortalidade podem ser relacionadas. Este tipo de método possibilita a geração de novas tábuas, que não estão incluídas entre as tábuas modelo empíricas. Entre os métodos relacionais, destaca-se o método do logito de Brass (Ortega, 1987; Newell, 1988).

A idéia deste método é bastante simples. Brass descobriu que o logito¹⁰ dos valores da função de sobrevivência (l_x^*) de uma tábua de mortalidade qualquer tem uma relação aproximadamente linear com o logito da função de sobrevivência de outra tábua. Esta é uma descoberta empírica e não teórica, embora Brass procure dar alguma justificativa teórica (Newell, 1988).

Assim, duas tabelas de vida podem ser relacionadas da seguinte forma:

$$Y(x) = \alpha + \beta.Y(s)^s$$

Onde $Y(s)$ é o logito da tabela de vida baseada na tábua padrão e $Y(x)$ é o logito da tábua padrão.

MULHERES: Suécia 1751 (Human Mortality Database, 2008); Dinamarca 1835 (Human Mortality Database, 2008); Família Coale & Demeny: Norte – nível 9, Sul – nível 9, Leste – nível 9 e Oeste – nível 9 (Coale & Demeny, 1983); Família Nações Unidas: América Latina – nível 41 (United Nations, 1982a); Brasil (FRIAS & RODRIGUES, 1981), Município de São Paulo 1940 (calculado com os dados deste trabalho).

10 Qualquer série de números pode ser transformada em uma outra série com base em uma regra matemática ou em uma transformação. Uma transformação logital tem a seguinte forma:

$$\text{logito}(p) = 0,5 \ln \left(\frac{1-p}{p} \right)$$

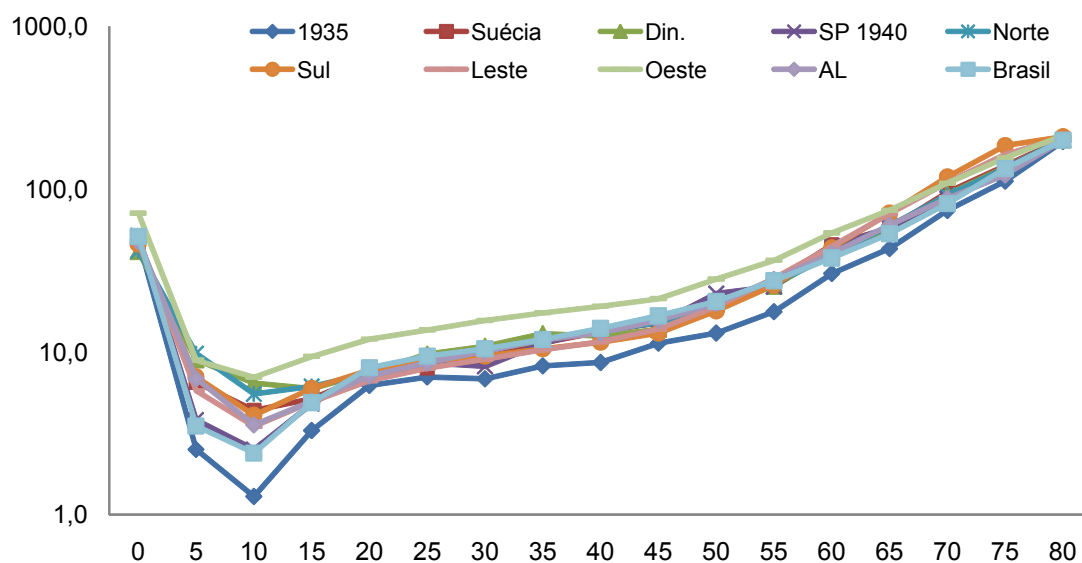
Se $\alpha = 0$ e $\beta = 1$, os valores da função de sobrevivência coincidem com os valores da tábua padrão. Variando α altera-se o nível da mortalidade, ou seja, obtém-se valores de l_x^* maiores ou menores do que os da tábua padrão. Variando β modifica-se o padrão de mortalidade por idade, ou seja, altera-se a relação entre a mortalidade na infância e adulta (Ortega, 1987; Newell, 1988).

As funções de sobrevivência foram calculadas de duas maneiras com cada um dos padrões selecionados: em primeiro lugar, os parâmetros da reta (α e β) foram calculados com base nos dados observados do município de São Paulo. Em seguida, assumiu-se a hipótese de que a estrutura da mortalidade em São Paulo era a mesma do padrão utilizado (α observado e $\beta=1$).

Por meio dos resultados obtidos, calculou-se diversas tábuas de vida e comparou-se as funções de mortalidade e esperanças de vida ao nascer sem correção na infância, corrigida via GGB e estimadas com auxílio de modelos.

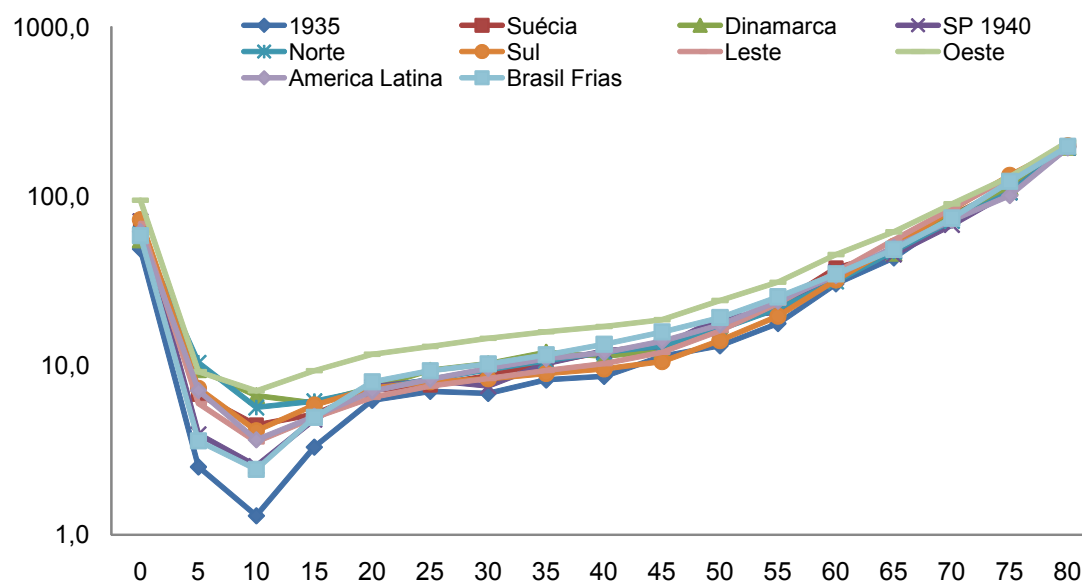
As análises mostraram que o padrão da curva de mortalidade do município de São Paulo (sem correção da mortalidade infantil e na infância) é distinto daquele estimado por meio dos modelos utilizados, sobretudo nos primeiros grupos etários. Veja, por exemplo, as FIG. B3 e B4. Neste sentido, a escolha de um ou outro padrão implica que a estrutura da curva seja imposta aos dados observados. Diante deste cenário, optou-se por utilizar, para a mortalidade infantil e na infância, o mesmo fator de correção aplicado para a mortalidade adulta. Ao assumir que a magnitude dos erros nas primeiras idades é a mesma das idades adultas, as taxas provavelmente estarão subestimadas. No entanto, esta parece ser a melhor opção, visto que mantém a estrutura original dos dados, sem a imposição da estrutura de modelos.

FIGURA B3: Funções de mortalidade observada sem correção e estimadas via modelo logital por diversos padrões (α e β calculados com os dados observados). Município de SP, sexo feminino, 1935



Fonte dos dados básicos: Fundação SEADE (1920 a 1930); Human Mortality Database (2008); Coale & Demeny (1983); Frias & Rodrigues, 1981; United Nation, 1982b

FIGURA B4: Funções de mortalidade observada sem correção e estimadas via modelo logital por diversos padrões (α e calculado com os dados observados E $\beta=1$). Município de SP, sexo feminino, 1935



Fonte dos dados básicos: Fundação SEADE (1920 a 1930); Human Mortality Database (2008); Coale & Demeny (1983); Frias & Rodrigues, 1981; United Nation, 1982b

ANEXO C

Tabela C1 – Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1920 (homens)

Idade	n	nM_x	n^a_x	n^q_x	l_x	n^d_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,1146	2	0,4263	100000	42629	372114	3091402	30,91
5	5	0,0054	2,5	0,0268	57371	1538	283012	2719289	47,40
10	5	0,0038	2,5	0,0188	55833	1052	276537	2436277	43,63
15	5	0,0067	2,5	0,0330	54781	1809	269384	2159741	39,42
20	5	0,0100	2,5	0,0486	52972	2573	258428	1890357	35,69
25	5	0,0124	2,5	0,0602	50399	3035	244407	1631929	32,38
30	5	0,0120	2,5	0,0583	47364	2763	229912	1387522	29,29
35	5	0,0138	2,5	0,0665	44601	2967	215587	1157610	25,95
40	5	0,0175	2,5	0,0840	41634	3495	199431	942023	22,63
45	5	0,0241	2,5	0,1137	38139	4336	179854	742592	19,47
50	5	0,0320	2,5	0,1480	33803	5003	156507	562738	16,65
55	5	0,0396	2,5	0,1800	28800	5184	131041	406231	14,11
60	5	0,0509	2,5	0,2257	23616	5330	104756	275191	11,65
65	5	0,0693	2,5	0,2952	18286	5399	77933	170435	9,32
70	5	0,1019	2,5	0,4062	12887	5234	51350	92502	7,18
75	5	0,1726	2,5	0,6030	7653	4614	26729	41152	5,38
80	?	0,2107	-	1,0000	3039	3039	14422	14422	4,75

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C2: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1925 (homens)

Idade	n	nM_x	n^a_x	n^q_x	l_x	n^d_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,1187	2	0,4377	100000	43765	368705	3049246	30,49
5	5	0,0057	2,5	0,0280	56235	1572	277245	2680541	47,67
10	5	0,0035	2,5	0,0171	54663	936	270975	2403296	43,97
15	5	0,0064	2,5	0,0315	53727	1691	264408	2132321	39,69
20	5	0,0116	2,5	0,0561	52036	2921	252879	1867913	35,90
25	5	0,0126	2,5	0,0609	49115	2991	238098	1615034	32,88
30	5	0,0111	2,5	0,0539	46124	2487	224402	1376936	29,85
35	5	0,0138	2,5	0,0667	43637	2912	210904	1152534	26,41
40	5	0,0165	2,5	0,0790	40725	3219	195576	941630	23,12
45	5	0,0216	2,5	0,1023	37506	3837	177935	746054	19,89
50	5	0,0262	2,5	0,1228	33668	4133	158008	568119	16,87
55	5	0,0325	2,5	0,1501	29535	4434	136589	410111	13,89
60	5	0,0576	2,5	0,2519	25101	6323	109698	273521	10,90
65	5	0,0739	2,5	0,3119	18778	5856	79251	163824	8,72
70	5	0,1171	2,5	0,4529	12922	5852	49981	84572	6,54
75	5	0,1806	2,5	0,6220	7070	4398	24357	34591	4,89
80	?	0,2611	-	1,0000	2673	2673	10234	10234	3,83

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C3: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1930 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0855	2	0,3402	100000	34024	397929	3829440	38,29
5	5	0,0035	2,5	0,0172	65976	1133	327048	3431511	52,01
10	5	0,0022	2,5	0,0110	64843	715	322428	3104463	47,88
15	5	0,0044	2,5	0,0217	64128	1394	317156	2782035	43,38
20	5	0,0079	2,5	0,0385	62734	2415	307632	2464879	39,29
25	5	0,0089	2,5	0,0436	60319	2628	295023	2157247	35,76
30	5	0,0090	2,5	0,0439	57690	2532	282121	1862224	32,28
35	5	0,0113	2,5	0,0548	55158	3024	268229	1580104	28,65
40	5	0,0131	2,5	0,0634	52134	3307	252399	1311875	25,16
45	5	0,0165	2,5	0,0794	48826	3877	234437	1059475	21,70
50	5	0,0226	2,5	0,1068	44949	4800	212745	825038	18,36
55	5	0,0267	2,5	0,1253	40149	5032	188165	612293	15,25
60	5	0,0489	2,5	0,2179	35117	7651	156456	424127	12,08
65	5	0,0621	2,5	0,2689	27466	7387	118861	267671	9,75
70	5	0,0987	2,5	0,3957	20079	7946	80530	148810	7,41
75	5	0,1377	2,5	0,5122	12133	6215	45130	68281	5,63
80	?	0,2557	-	1,0000	5919	5919	23151	23151	3,91

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C4: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1935 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0668	2	0,2783	100000	27826	416523	4221591	42,22
5	5	0,0042	2,5	0,0209	72174	1509	357098	3805068	52,72
10	5	0,0024	2,5	0,0117	70665	829	351254	3447970	48,79
15	5	0,0038	2,5	0,0190	69837	1327	345865	3096716	44,34
20	5	0,0060	2,5	0,0294	68509	2012	337516	2750851	40,15
25	5	0,0070	2,5	0,0344	66497	2288	326764	2413335	36,29
30	5	0,0085	2,5	0,0418	64209	2683	314336	2086571	32,50
35	5	0,0100	2,5	0,0486	61526	2991	300152	1772235	28,80
40	5	0,0128	2,5	0,0618	58535	3617	283631	1472083	25,15
45	5	0,0159	2,5	0,0766	54918	4209	264065	1188452	21,64
50	5	0,0212	2,5	0,1005	50708	5098	240795	924387	18,23
55	5	0,0281	2,5	0,1311	45610	5978	213105	683592	14,99
60	5	0,0458	2,5	0,2057	39632	8151	177784	470487	11,87
65	5	0,0675	2,5	0,2887	31482	9087	134689	292703	9,30
70	5	0,1074	2,5	0,4234	22394	9481	88267	158014	7,06
75	5	0,1436	2,5	0,5283	12913	6821	47511	69747	5,40
80	∞	0,2739	-	1,0000	6091	6091	22236	22236	3,65

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C5: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1940 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nqx	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0490	2	0,2137	100000	21367	435899	4822530	48,23
5	5	0,0028	2,5	0,0137	78633	1079	390466	4386631	55,79
10	5	0,0020	2,5	0,0098	77554	760	385869	3996165	51,53
15	5	0,0032	2,5	0,0157	76794	1208	380949	3610296	47,01
20	5	0,0044	2,5	0,0215	75586	1628	373859	3229347	42,72
25	5	0,0052	2,5	0,0255	73958	1883	365083	2855488	38,61
30	5	0,0057	2,5	0,0281	72075	2028	355307	2490405	34,55
35	5	0,0078	2,5	0,0383	70048	2682	343533	2135098	30,48
40	5	0,0111	2,5	0,0539	67365	3634	327743	1791565	26,59
45	5	0,0129	2,5	0,0625	63732	3986	308692	1463823	22,97
50	5	0,0202	2,5	0,0962	59745	5750	284352	1155130	19,33
55	5	0,0260	2,5	0,1219	53995	6583	253519	870779	16,13
60	5	0,0423	2,5	0,1914	47412	9073	214378	617260	13,02
65	5	0,0549	2,5	0,2415	38339	9258	168550	402882	10,51
70	5	0,0865	2,5	0,3555	29081	10339	119557	234331	8,06
75	5	0,1228	2,5	0,4698	18742	8805	71696	114775	6,12
80	∞	0,2307	-	1,0000	9937	9937	43079	43079	4,34

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C6: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1945 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nqx	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0324	2	0,1476	100000	14757	455729	5383478	53,83
5	5	0,0020	2,5	0,0101	85243	859	424066	4927749	57,81
10	5	0,0016	2,5	0,0082	84384	689	420196	4503683	53,37
15	5	0,0028	2,5	0,0139	83695	1162	415568	4083487	48,79
20	5	0,0038	2,5	0,0187	82532	1545	408799	3667918	44,44
25	5	0,0040	2,5	0,0200	80987	1616	400896	3259119	40,24
30	5	0,0053	2,5	0,0260	79371	2060	391704	2858223	36,01
35	5	0,0062	2,5	0,0303	77311	2341	380700	2466519	31,90
40	5	0,0093	2,5	0,0454	74969	3406	366332	2085819	27,82
45	5	0,0120	2,5	0,0582	71563	4162	347411	1719488	24,03
50	5	0,0175	2,5	0,0839	67401	5656	322865	1372077	20,36
55	5	0,0242	2,5	0,1142	61745	7052	291094	1049212	16,99
60	5	0,0363	2,5	0,1664	54693	9099	250716	758117	13,86
65	5	0,0525	2,5	0,2320	45594	10577	201525	507401	11,13
70	5	0,0746	2,5	0,3144	35017	11010	147557	305876	8,74
75	5	0,1195	2,5	0,4601	24006	11045	92420	158319	6,59
80	∞	0,1967	-	1,0000	12962	12962	65899	65899	5,08

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C7: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1950 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nqx	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0307	2	0,1405	100000	14054	457838	5570125	55,70
5	5	0,0015	2,5	0,0074	85946	637	428138	5112287	59,48
10	5	0,0013	2,5	0,0064	85309	543	425188	4684149	54,91
15	5	0,0019	2,5	0,0094	84766	797	421838	4258960	50,24
20	5	0,0030	2,5	0,0147	83969	1234	416760	3837123	45,70
25	5	0,0032	2,5	0,0159	82735	1317	410385	3420363	41,34
30	5	0,0044	2,5	0,0219	81419	1783	402636	3009978	36,97
35	5	0,0058	2,5	0,0286	79636	2274	392493	2607341	32,74
40	5	0,0074	2,5	0,0362	77361	2798	379811	2214848	28,63
45	5	0,0109	2,5	0,0532	74563	3966	362900	1835038	24,61
50	5	0,0171	2,5	0,0822	70597	5801	338483	1472138	20,85
55	5	0,0222	2,5	0,1053	64796	6823	306923	1133655	17,50
60	5	0,0350	2,5	0,1609	57973	9329	266542	826732	14,26
65	5	0,0473	2,5	0,2113	48644	10278	217523	560190	11,52
70	5	0,0737	2,5	0,3111	38365	11934	161993	342668	8,93
75	5	0,1121	2,5	0,4378	26432	11571	103231	180675	6,84
80	∞	0,1919	-	1,0000	14861	14861	77443	77443	5,21

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C8: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1955 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nqx	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0279	2	0,1289	100000	12888	461335	5775601	57,76
5	5	0,0011	2,5	0,0056	87112	486	434343	5314266	61,01
10	5	0,0009	2,5	0,0046	86625	401	432125	4879923	56,33
15	5	0,0016	2,5	0,0079	86224	680	429423	4447798	51,58
20	5	0,0021	2,5	0,0106	85545	906	425459	4018375	46,97
25	5	0,0029	2,5	0,0144	84639	1215	420158	3592915	42,45
30	5	0,0039	2,5	0,0192	83424	1604	413110	3172758	38,03
35	5	0,0044	2,5	0,0220	81820	1800	404600	2759648	33,73
40	5	0,0066	2,5	0,0326	80020	2608	393581	2355048	29,43
45	5	0,0097	2,5	0,0474	77412	3666	377897	1961467	25,34
50	5	0,0154	2,5	0,0740	73746	5456	355092	1583570	21,47
55	5	0,0230	2,5	0,1088	68290	7430	322877	1228478	17,99
60	5	0,0325	2,5	0,1502	60860	9143	281445	905602	14,88
65	5	0,0470	2,5	0,2103	51717	10874	231401	624157	12,07
70	5	0,0677	2,5	0,2893	40843	11818	174671	392756	9,62
75	5	0,1071	2,5	0,4225	29025	12264	114466	218085	7,51
80	∞	0,1618	-	1,0000	16761	16761	103618	103618	6,18

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C9: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1960 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0192	2	0,0910	100000	9096	472712	6150357	61,50
5	5	0,0008	2,5	0,0041	90904	375	453582	5677645	62,46
10	5	0,0008	2,5	0,0038	90529	343	451787	5224062	57,71
15	5	0,0012	2,5	0,0060	90186	544	449568	4772276	52,92
20	5	0,0018	2,5	0,0090	89642	810	446182	4322707	48,22
25	5	0,0024	2,5	0,0119	88831	1061	441504	3876525	43,64
30	5	0,0036	2,5	0,0179	87770	1575	434915	3435021	39,14
35	5	0,0044	2,5	0,0217	86195	1872	426297	3000107	34,81
40	5	0,0063	2,5	0,0308	84323	2600	415116	2573810	30,52
45	5	0,0093	2,5	0,0454	81723	3707	399348	2158694	26,41
50	5	0,0137	2,5	0,0662	78016	5164	377171	1759346	22,55
55	5	0,0206	2,5	0,0981	72852	7148	346391	1382175	18,97
60	5	0,0312	2,5	0,1447	65704	9506	304756	1035785	15,76
65	5	0,0417	2,5	0,1889	56198	10618	254446	731029	13,01
70	5	0,0641	2,5	0,2763	45580	12592	196420	476583	10,46
75	5	0,0925	2,5	0,3756	32988	12390	133964	280163	8,49
80	∞	0,1409	7,10	1,0000	20598	20598	146199	146199	7,10

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C10: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1965 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0209	2	0,0982	100000	9815	470554	6081844	60,82
5	5	0,0008	2,5	0,0041	90185	368	450001	5611290	62,22
10	5	0,0007	2,5	0,0037	89816	329	448258	5161289	57,47
15	5	0,0012	2,5	0,0061	89487	547	446068	4713031	52,67
20	5	0,0015	2,5	0,0076	88940	674	443014	4266963	47,98
25	5	0,0024	2,5	0,0121	88266	1065	438667	3823948	43,32
30	5	0,0035	2,5	0,0175	87201	1530	432180	3385281	38,82
35	5	0,0050	2,5	0,0245	85671	2097	423111	2953101	34,47
40	5	0,0069	2,5	0,0339	83574	2833	410786	2529990	30,27
45	5	0,0089	2,5	0,0435	80741	3511	394927	2119204	26,25
50	5	0,0139	2,5	0,0670	77230	5178	373206	1724277	22,33
55	5	0,0192	2,5	0,0916	72052	6597	343770	1351071	18,75
60	5	0,0319	2,5	0,1477	65456	9667	303111	1007301	15,39
65	5	0,0453	2,5	0,2035	55789	11355	250557	704190	12,62
70	5	0,0625	2,5	0,2702	44434	12007	192153	453633	10,21
75	5	0,1039	2,5	0,4123	32427	13371	128709	261480	8,06
80	∞	0,1435	6,97	1,0000	19056	19056	132771	132771	6,97

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C11: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1970 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0229	2	0,1070	100000	10701	467898	6002721	60,03
5	5	0,0008	2,5	0,0040	89299	361	445594	5534823	61,98
10	5	0,0008	2,5	0,0039	88938	351	443812	5089229	57,22
15	5	0,0014	2,5	0,0070	88587	622	441379	4645417	52,44
20	5	0,0019	2,5	0,0096	87965	846	437708	4204037	47,79
25	5	0,0026	2,5	0,0129	87119	1121	432790	3766329	43,23
30	5	0,0037	2,5	0,0183	85997	1571	426059	3333539	38,76
35	5	0,0051	2,5	0,0250	84426	2108	416860	2907480	34,44
40	5	0,0068	2,5	0,0333	82318	2742	404733	2490620	30,26
45	5	0,0094	2,5	0,0457	79575	3638	388781	2085887	26,21
50	5	0,0137	2,5	0,0661	75937	5022	367131	1697106	22,35
55	5	0,0197	2,5	0,0941	70915	6670	337902	1329975	18,75
60	5	0,0297	2,5	0,1382	64245	8879	299030	992073	15,44
65	5	0,0448	2,5	0,2013	55366	11147	248965	693044	12,52
70	5	0,0675	2,5	0,2888	44220	12771	189170	444078	10,04
75	5	0,1017	2,5	0,4053	31449	12747	125374	254908	8,11
80	∞	0,1444	6,93	1,0000	18701	18701	129534	129534	6,93

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C12: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1975 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0240	2	0,1119	100000	11187	466440	5962347	59,62
5	5	0,0008	2,5	0,0042	88813	375	443130	5495907	61,88
10	5	0,0009	2,5	0,0046	88439	404	441184	5052777	57,13
15	5	0,0017	2,5	0,0086	88035	759	438277	4611593	52,38
20	5	0,0023	2,5	0,0113	87276	989	433908	4173316	47,82
25	5	0,0027	2,5	0,0135	86287	1161	428534	3739409	43,34
30	5	0,0033	2,5	0,0163	85126	1385	422170	3310875	38,89
35	5	0,0048	2,5	0,0237	83742	1987	413740	2888705	34,50
40	5	0,0068	2,5	0,0334	81754	2733	401938	2474965	30,27
45	5	0,0101	2,5	0,0494	79021	3900	385355	2073027	26,23
50	5	0,0138	2,5	0,0666	75121	5003	363097	1687673	22,47
55	5	0,0181	2,5	0,0865	70118	6064	335430	1324576	18,89
60	5	0,0302	2,5	0,1404	64054	8995	297784	989146	15,44
65	5	0,0424	2,5	0,1915	55059	10544	248936	691363	12,56
70	5	0,0665	2,5	0,2852	44515	12697	190833	442426	9,94
75	5	0,1002	2,5	0,4006	31818	12746	127226	251593	7,91
80	∞	0,1534	-	1,0000	19072	19072	124367	124367	6,52

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C13: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1980 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nqx	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0160	2	0,0763	100000	7628	477117	6291400	62,91
5	5	0,0005	2,5	0,0027	92372	249	461238	5814283	62,94
10	5	0,0007	2,5	0,0033	92123	308	459846	5353044	58,11
15	5	0,0018	2,5	0,0092	91815	843	456970	4893199	53,29
20	5	0,0022	2,5	0,0108	90973	985	452402	4436228	48,76
25	5	0,0024	2,5	0,0118	89988	1064	447279	3983827	44,27
30	5	0,0031	2,5	0,0154	88924	1370	441192	3536547	39,77
35	5	0,0045	2,5	0,0224	87553	1961	432862	3095356	35,35
40	5	0,0063	2,5	0,0308	85592	2634	421373	2662494	31,11
45	5	0,0089	2,5	0,0437	82957	3628	405717	2241121	27,02
50	5	0,0124	2,5	0,0603	79329	4786	384680	1835404	23,14
55	5	0,0185	2,5	0,0883	74543	6580	356264	1450723	19,46
60	5	0,0271	2,5	0,1270	67963	8628	318244	1094459	16,10
65	5	0,0389	2,5	0,1774	59335	10525	270361	776215	13,08
70	5	0,0611	2,5	0,2649	48810	12928	211729	505854	10,36
75	5	0,0911	2,5	0,3712	35882	13318	146116	294125	8,20
80	∞	0,1525	6,56	1,0000	22564	22564	148009	148009	6,56

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C14: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1985 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nqx	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0121	2	0,0584	100000	5839	482483	6336354	63,36
5	5	0,0005	2,5	0,0027	94161	254	470170	5853872	62,17
10	5	0,0007	2,5	0,0036	93907	338	468690	5383702	57,33
15	5	0,0029	2,5	0,0146	93569	1362	464440	4915012	52,53
20	5	0,0031	2,5	0,0155	92207	1429	457462	4450572	48,27
25	5	0,0033	2,5	0,0162	90778	1472	450210	3993110	43,99
30	5	0,0038	2,5	0,0190	89306	1699	442283	3542899	39,67
35	5	0,0049	2,5	0,0243	87607	2129	432714	3100616	35,39
40	5	0,0063	2,5	0,0310	85478	2647	420774	2667903	31,21
45	5	0,0094	2,5	0,0458	82831	3797	404664	2247128	27,13
50	5	0,0125	2,5	0,0608	79034	4806	383157	1842464	23,31
55	5	0,0201	2,5	0,0955	74228	7087	353426	1459307	19,66
60	5	0,0274	2,5	0,1284	67142	8623	314152	1105881	16,47
65	5	0,0366	2,5	0,1676	58519	9808	268075	791729	13,53
70	5	0,0606	2,5	0,2631	48711	12816	211515	523654	10,75
75	5	0,0893	2,5	0,3649	35895	13098	146731	312138	8,70
80	∞	0,1378	-	1,0000	22797	22797	165408	165408	7,26

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C15: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1990 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0074	2	0,0364	100000	3642	489074	6457596	64,58
5	5	0,0004	2,5	0,0020	96358	197	481296	5968522	61,94
10	5	0,0006	2,5	0,0031	96161	297	480059	5487226	57,06
15	5	0,0033	2,5	0,0163	95863	1566	475402	5007166	52,23
20	5	0,0043	2,5	0,0213	94297	2006	466472	4531764	48,06
25	5	0,0044	2,5	0,0215	92291	1987	456490	4065292	44,05
30	5	0,0049	2,5	0,0241	90305	2180	446073	3608802	39,96
35	5	0,0058	2,5	0,0287	88124	2529	434300	3162729	35,89
40	5	0,0069	2,5	0,0340	85596	2909	420706	2728429	31,88
45	5	0,0095	2,5	0,0463	82687	3825	403869	2307723	27,91
50	5	0,0128	2,5	0,0618	78861	4872	382125	1903854	24,14
55	5	0,0183	2,5	0,0876	73989	6482	353738	1521729	20,57
60	5	0,0259	2,5	0,1218	67507	8222	316979	1167991	17,30
65	5	0,0381	2,5	0,1741	59285	10323	270617	851012	14,35
70	5	0,0553	2,5	0,2429	48962	11891	215082	580394	11,85
75	5	0,0866	2,5	0,3560	37071	13198	152358	365313	9,85
80	∞	0,1121	8,92	1,0000	23873	23873	212955	212955	8,92

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C16: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1995 (homens)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0067	2	0,0328	100000	3279	490162	6444713	64,45
5	5	0,0004	2,5	0,0021	96721	206	483087	5954551	61,56
10	5	0,0006	2,5	0,0031	96514	303	481815	5471465	56,69
15	5	0,0030	2,5	0,0147	96212	1415	477521	4989650	51,86
20	5	0,0043	2,5	0,0211	94797	2000	468982	4512129	47,60
25	5	0,0051	2,5	0,0252	92796	2340	458132	4043147	43,57
30	5	0,0056	2,5	0,0277	90457	2503	446025	3585015	39,63
35	5	0,0067	2,5	0,0329	87953	2893	432533	3138991	35,69
40	5	0,0077	2,5	0,0377	85060	3204	417289	2706458	31,82
45	5	0,0097	2,5	0,0475	81856	3891	399552	2289169	27,97
50	5	0,0125	2,5	0,0605	77965	4714	378039	1889617	24,24
55	5	0,0181	2,5	0,0868	73251	6356	350365	1511578	20,64
60	5	0,0249	2,5	0,1171	66895	7833	314894	1161213	17,36
65	5	0,0389	2,5	0,1775	59062	10481	269109	846319	14,33
70	5	0,0536	2,5	0,2362	48581	11475	214219	577211	11,88
75	5	0,0750	2,5	0,3156	37107	11712	156253	362992	9,78
80	∞	0,1228	-	1,0000	25395	25395	206739	206739	8,14

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C17: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 2000 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0042	2	0,0210	100000	2098	493707	6707843	67,08
5	5	0,0003	2,5	0,0014	97902	141	489159	6214135	63,47
10	5	0,0005	2,5	0,0023	97761	227	488238	5724977	58,56
15	5	0,0030	2,5	0,0151	97534	1468	484001	5236739	53,69
20	5	0,0040	2,5	0,0197	96066	1894	475595	4752738	49,47
25	5	0,0038	2,5	0,0190	94172	1788	466391	4277143	45,42
30	5	0,0040	2,5	0,0199	92384	1835	457334	3810752	41,25
35	5	0,0045	2,5	0,0224	90549	2030	447671	3353417	37,03
40	5	0,0058	2,5	0,0287	88519	2541	436246	2905746	32,83
45	5	0,0082	2,5	0,0403	85979	3464	421235	2469500	28,72
50	5	0,0111	2,5	0,0539	82515	4449	401452	2048266	24,82
55	5	0,0158	2,5	0,0761	78066	5941	375475	1646814	21,10
60	5	0,0222	2,5	0,1051	72124	7580	341672	1271339	17,63
65	5	0,0335	2,5	0,1545	64544	9973	297789	929668	14,40
70	5	0,0472	2,5	0,2110	54571	11514	244073	631879	11,58
75	5	0,0722	2,5	0,3058	43058	13167	182370	387806	9,01
80	∞	0,1455	-	1,0000	29890	29890	205436	205436	6,87

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C18: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 2005 (homens)

Idade	n	nM_x	nax	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0032	2	0,0161	100000	1606	495183	6910547	69,11
5	5	0,0002	2,5	0,0012	98394	122	491665	6415364	65,20
10	5	0,0003	2,5	0,0016	98272	153	490978	5923699	60,28
15	5	0,0016	2,5	0,0080	98119	781	488644	5432721	55,37
20	5	0,0024	2,5	0,0117	97339	1139	483845	4944077	50,79
25	5	0,0024	2,5	0,0120	96199	1152	478117	4460232	46,36
30	5	0,0027	2,5	0,0135	95048	1284	472027	3982115	41,90
35	5	0,0035	2,5	0,0173	93763	1626	464750	3510088	37,44
40	5	0,0048	2,5	0,0237	92137	2182	455230	3045338	33,05
45	5	0,0071	2,5	0,0350	89955	3145	441913	2590107	28,79
50	5	0,0109	2,5	0,0531	86810	4606	422533	2148195	24,75
55	5	0,0163	2,5	0,0781	82203	6423	394959	1725661	20,99
60	5	0,0215	2,5	0,1020	75780	7727	359585	1330702	17,56
65	5	0,0321	2,5	0,1484	68054	10097	315026	971118	14,27
70	5	0,0446	2,5	0,2007	57957	11631	260706	656091	11,32
75	5	0,0778	2,5	0,3257	46326	15089	193906	395385	8,53
80	∞	0,1550	-	1,0000	31237	31237	201479	201479	6,45

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C19: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1920 (mulheres)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0969	2	0,3754	100000	37537	387389	3662207	36,62
5	5	0,0042	2,5	0,0208	62463	1302	309060	3274818	52,43
10	5	0,0022	2,5	0,0107	61161	657	304162	2965759	48,49
15	5	0,0062	2,5	0,0303	60504	1833	297936	2661597	43,99
20	5	0,0092	2,5	0,0451	58671	2644	286745	2363660	40,29
25	5	0,0118	2,5	0,0574	56027	3214	272101	2076916	37,07
30	5	0,0111	2,5	0,0540	52813	2852	256936	1804815	34,17
35	5	0,0110	2,5	0,0537	49961	2682	243100	1547879	30,98
40	5	0,0127	2,5	0,0616	47279	2914	229110	1304779	27,60
45	5	0,0145	2,5	0,0701	44365	3109	214053	1075668	24,25
50	5	0,0179	2,5	0,0859	41256	3543	197424	861615	20,88
55	5	0,0236	2,5	0,1116	37713	4209	178046	664191	17,61
60	5	0,0335	2,5	0,1548	33505	5185	154562	486145	14,51
65	5	0,0470	2,5	0,2103	28320	5954	126713	331583	11,71
70	5	0,0682	2,5	0,2913	22365	6515	95539	204871	9,16
75	5	0,1131	2,5	0,4408	15850	6987	61784	109332	6,90
80	∞	0,1864	-	1,0000	8863	8863	47548	47548	5,36

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C20: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1925 (mulheres)

Idade	n	nM_x	$n a_x$	$n q_x$	l_x	$n d_x$	$n L_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0977	2	0,3779	100000	37788	386636	3694762	36,95
5	5	0,0043	2,5	0,0214	62212	1328	307739	3308126	53,18
10	5	0,0028	2,5	0,0141	60884	860	302267	3000387	49,28
15	5	0,0053	2,5	0,0262	60023	1571	296188	2698120	44,95
20	5	0,0089	2,5	0,0434	58452	2539	285912	2401932	41,09
25	5	0,0101	2,5	0,0491	55913	2746	272698	2116020	37,84
30	5	0,0097	2,5	0,0473	53167	2515	259545	1843321	34,67
35	5	0,0099	2,5	0,0484	50651	2452	247127	1583776	31,27
40	5	0,0118	2,5	0,0573	48199	2764	234087	1336650	27,73
45	5	0,0140	2,5	0,0676	45436	3073	219496	1102563	24,27
50	5	0,0159	2,5	0,0764	42363	3235	203725	883067	20,85
55	5	0,0230	2,5	0,1087	39127	4255	185001	679341	17,36
60	5	0,0345	2,5	0,1587	34873	5534	160530	494340	14,18
65	5	0,0434	2,5	0,1959	29339	5747	132329	333810	11,38
70	5	0,0774	2,5	0,3243	23592	7650	98837	201481	8,54
75	5	0,1106	2,5	0,4331	15942	6905	62450	102644	6,44
80	∞	0,2248	-	1,0000	9038	9038	40195	40195	4,45

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C21: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1930 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0720	2	0,2960	100000	29603	411190	4424711	44,25
5	5	0,0029	2,5	0,0146	70397	1028	349413	4013521	57,01
10	5	0,0018	2,5	0,0089	69368	614	345307	3664109	52,82
15	5	0,0044	2,5	0,0215	68754	1480	340072	3318802	48,27
20	5	0,0068	2,5	0,0333	67275	2239	330776	2978730	44,28
25	5	0,0076	2,5	0,0374	65036	2433	319097	2647954	40,72
30	5	0,0069	2,5	0,0338	62603	2119	307718	2328857	37,20
35	5	0,0083	2,5	0,0406	60484	2458	296276	2021138	33,42
40	5	0,0087	2,5	0,0426	58026	2472	283951	1724862	29,73
45	5	0,0103	2,5	0,0504	55554	2802	270767	1440910	25,94
50	5	0,0130	2,5	0,0630	52752	3324	255451	1170144	22,18
55	5	0,0182	2,5	0,0869	49428	4294	236407	914692	18,51
60	5	0,0272	2,5	0,1275	45135	5755	211284	678286	15,03
65	5	0,0412	2,5	0,1867	39379	7353	178512	467002	11,86
70	5	0,0721	2,5	0,3056	32026	9786	135663	288490	9,01
75	5	0,1079	2,5	0,4250	22240	9451	87571	152826	6,87
80	∞	0,1960	-	1,0000	12789	12789	65256	65256	5,10

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C22: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1935 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0565	2	0,2416	100000	24164	427509	4797347	47,97
5	5	0,0030	2,5	0,0148	75836	1125	376370	4369838	57,62
10	5	0,0015	2,5	0,0074	74711	552	372176	3993468	53,45
15	5	0,0035	2,5	0,0173	74159	1286	367579	3621292	48,83
20	5	0,0057	2,5	0,0282	72873	2052	359233	3253712	44,65
25	5	0,0068	2,5	0,0332	70820	2352	348222	2894480	40,87
30	5	0,0067	2,5	0,0328	68468	2247	336724	2546258	37,19
35	5	0,0074	2,5	0,0362	66221	2400	325106	2209533	33,37
40	5	0,0089	2,5	0,0435	63821	2777	312165	1884427	29,53
45	5	0,0103	2,5	0,0500	61045	3053	297591	1572262	25,76
50	5	0,0135	2,5	0,0653	57992	3788	280487	1274671	21,98
55	5	0,0178	2,5	0,0851	54203	4613	259483	994184	18,34
60	5	0,0295	2,5	0,1374	49590	6814	230914	734701	14,82
65	5	0,0424	2,5	0,1919	42776	8208	193359	503787	11,78
70	5	0,0731	2,5	0,3092	34568	10688	146119	310428	8,98
75	5	0,1047	2,5	0,4149	23880	9907	94630	164309	6,88
80	∞	0,2005	-	1,0000	13972	13972	69679	69679	4,99

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C23: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1940 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0450	2	0,1984	100000	19836	440492	5239903	52,40
5	5	0,0025	2,5	0,0126	80164	1007	398302	4799410	59,87
10	5	0,0017	2,5	0,0082	79157	652	394155	4401108	55,60
15	5	0,0029	2,5	0,0142	78505	1113	389744	4006953	51,04
20	5	0,0047	2,5	0,0233	77393	1800	382463	3617209	46,74
25	5	0,0053	2,5	0,0260	75593	1967	373045	3234746	42,79
30	5	0,0047	2,5	0,0232	73625	1709	363854	2861701	38,87
35	5	0,0066	2,5	0,0326	71916	2345	353720	2497847	34,73
40	5	0,0075	2,5	0,0367	69572	2550	341483	2144127	30,82
45	5	0,0093	2,5	0,0453	67022	3034	327524	1802644	26,90
50	5	0,0126	2,5	0,0612	63988	3915	310153	1475120	23,05
55	5	0,0159	2,5	0,0766	60073	4603	288859	1164967	19,39
60	5	0,0266	2,5	0,1245	55470	6908	260083	876107	15,79
65	5	0,0367	2,5	0,1682	48563	8166	222398	616025	12,69
70	5	0,0638	2,5	0,2750	40396	11110	174206	393627	9,74
75	5	0,0947	2,5	0,3828	29286	11211	118403	219422	7,49
80	∞	0,1789	-	1,0000	18075	18075	101019	101019	5,59

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C24: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1945 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0292	2	0,1343	100000	13435	459696	5797628	57,98
5	5	0,0018	2,5	0,0089	86565	767	430910	5337932	61,66
10	5	0,0013	2,5	0,0063	85799	543	427636	4907022	57,19
15	5	0,0031	2,5	0,0153	85256	1302	423026	4479386	52,54
20	5	0,0042	2,5	0,0207	83954	1740	415422	4056360	48,32
25	5	0,0040	2,5	0,0199	82214	1635	406985	3640938	44,29
30	5	0,0043	2,5	0,0214	80580	1725	398587	3233953	40,13
35	5	0,0052	2,5	0,0254	78855	2005	389262	2835367	35,96
40	5	0,0062	2,5	0,0306	76850	2352	378369	2446105	31,83
45	5	0,0083	2,5	0,0406	74498	3026	364923	2067736	27,76
50	5	0,0120	2,5	0,0584	71471	4175	346920	1702813	23,83
55	5	0,0155	2,5	0,0748	67297	5035	323895	1355892	20,15
60	5	0,0230	2,5	0,1087	62261	6766	294392	1031998	16,58
65	5	0,0359	2,5	0,1649	55495	9152	254598	737606	13,29
70	5	0,0542	2,5	0,2385	46344	11054	204082	483008	10,42
75	5	0,0902	2,5	0,3679	35289	12982	143991	278926	7,90
80	∞	0,1653	-	1,0000	22307	22307	134935	134935	6,05

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C25: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1950 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0280	2	0,1290	100000	12904	461288	6030692	60,31
5	5	0,0012	2,5	0,0062	87096	539	434132	5569404	63,95
10	5	0,0009	2,5	0,0047	86557	410	431759	5135273	59,33
15	5	0,0018	2,5	0,0087	86147	753	428851	4703514	54,60
20	5	0,0026	2,5	0,0131	85394	1122	424165	4274663	50,06
25	5	0,0027	2,5	0,0136	84272	1146	418496	3850497	45,69
30	5	0,0032	2,5	0,0160	83126	1331	412302	3432002	41,29
35	5	0,0041	2,5	0,0205	81795	1677	404782	3019700	36,92
40	5	0,0051	2,5	0,0250	80118	2003	395581	2614918	32,64
45	5	0,0072	2,5	0,0355	78115	2775	383636	2219336	28,41
50	5	0,0117	2,5	0,0566	75340	4267	366031	1835700	24,37
55	5	0,0145	2,5	0,0701	71073	4983	342906	1469670	20,68
60	5	0,0224	2,5	0,1061	66090	7014	312914	1126764	17,05
65	5	0,0310	2,5	0,1440	59076	8504	274118	813850	13,78
70	5	0,0526	2,5	0,2323	50572	11747	223489	539732	10,67
75	5	0,0853	2,5	0,3515	38824	13647	160004	316243	8,15
80	∞	0,1611	-	1,0000	25177	25177	156239	156239	6,21

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C26: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1955 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0251	2	0,1168	100000	11678	464967	6254988	62,55
5	5	0,0010	2,5	0,0051	88322	453	440479	5790021	65,56
10	5	0,0007	2,5	0,0033	87869	287	438629	5349542	60,88
15	5	0,0012	2,5	0,0060	87582	526	436597	4910913	56,07
20	5	0,0017	2,5	0,0085	87056	739	433434	4474316	51,40
25	5	0,0023	2,5	0,0114	86317	985	429125	4040882	46,81
30	5	0,0026	2,5	0,0130	85332	1106	423898	3611758	42,33
35	5	0,0034	2,5	0,0167	84227	1408	417613	3187860	37,85
40	5	0,0047	2,5	0,0234	82818	1937	409250	2770247	33,45
45	5	0,0064	2,5	0,0316	80882	2556	398017	2360997	29,19
50	5	0,0101	2,5	0,0492	78325	3852	381997	1962980	25,06
55	5	0,0141	2,5	0,0680	74474	5064	359708	1580983	21,23
60	5	0,0204	2,5	0,0972	69410	6746	330184	1221275	17,60
65	5	0,0300	2,5	0,1396	62664	8750	291445	891090	14,22
70	5	0,0483	2,5	0,2157	53914	11627	240503	599645	11,12
75	5	0,0816	2,5	0,3390	42287	14335	175598	359142	8,49
80	∞	0,1523	-	1,0000	27952	27952	183544	183544	6,57

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C27: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1960 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0176	2	0,0835	100000	8347	474958	6625023	66,25
5	5	0,0008	2,5	0,0040	91653	369	457341	6150066	67,10
10	5	0,0006	2,5	0,0032	91284	290	455696	5692725	62,36
15	5	0,0009	2,5	0,0047	90994	427	453904	5237029	57,55
20	5	0,0013	2,5	0,0066	90567	599	451340	4783125	52,81
25	5	0,0017	2,5	0,0086	89969	777	447900	4331784	48,15
30	5	0,0023	2,5	0,0115	89191	1028	443386	3883884	43,55
35	5	0,0029	2,5	0,0146	88163	1290	437589	3440499	39,02
40	5	0,0039	2,5	0,0191	86873	1663	430206	3002909	34,57
45	5	0,0060	2,5	0,0296	85209	2522	419743	2572704	30,19
50	5	0,0083	2,5	0,0408	82688	3373	405006	2152961	26,04
55	5	0,0125	2,5	0,0608	79315	4823	384516	1747955	22,04
60	5	0,0204	2,5	0,0971	74492	7236	354369	1363439	18,30
65	5	0,0269	2,5	0,1262	67256	8485	315066	1009070	15,00
70	5	0,0467	2,5	0,2090	58771	12282	263148	694004	11,81
75	5	0,0701	2,5	0,2981	46489	13857	197801	430856	9,27
80	∞	0,1400	7,14	1,0000	32632	32632	233055	233055	7,14

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C28: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1965 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0177	2	0,0842	100000	8419	474744	6705161	67,05
5	5	0,0007	2,5	0,0034	91581	309	457133	6230416	68,03
10	5	0,0005	2,5	0,0026	91272	235	455772	5773283	63,25
15	5	0,0007	2,5	0,0035	91037	322	454379	5317511	58,41
20	5	0,0010	2,5	0,0052	90715	470	452400	4863132	53,61
25	5	0,0015	2,5	0,0074	90245	672	449545	4410732	48,88
30	5	0,0020	2,5	0,0102	89573	911	445588	3961187	44,22
35	5	0,0029	2,5	0,0143	88662	1264	440152	3515599	39,65
40	5	0,0039	2,5	0,0192	87399	1674	432808	3075447	35,19
45	5	0,0053	2,5	0,0259	85725	2222	423068	2642639	30,83
50	5	0,0083	2,5	0,0405	83503	3384	409053	2219570	26,58
55	5	0,0111	2,5	0,0541	80118	4334	389756	1810517	22,60
60	5	0,0185	2,5	0,0884	75784	6701	362167	1420761	18,75
65	5	0,0274	2,5	0,1280	69083	8846	323299	1058593	15,32
70	5	0,0425	2,5	0,1923	60237	11581	272233	735294	12,21
75	5	0,0750	2,5	0,3157	48656	15362	204875	463061	9,52
80	∞	0,1290	7,75	1,0000	33294	33294	258186	258186	7,75

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C29: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1970 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	l_x	${}_nd_x$	${}_nL_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0187	2	0,0887	100000	8872	473383	6745186	67,45
5	5	0,0006	2,5	0,0030	91128	273	454955	6271803	68,82
10	5	0,0005	2,5	0,0025	90854	229	453699	5816848	64,02
15	5	0,0007	2,5	0,0035	90625	313	452344	5363149	59,18
20	5	0,0009	2,5	0,0046	90312	417	450520	4910806	54,38
25	5	0,0014	2,5	0,0069	89896	616	447937	4460286	49,62
30	5	0,0017	2,5	0,0086	89279	772	444467	4012348	44,94
35	5	0,0025	2,5	0,0126	88507	1117	439744	3567881	40,31
40	5	0,0035	2,5	0,0174	87390	1524	433140	3128137	35,80
45	5	0,0049	2,5	0,0244	85866	2092	424100	2694998	31,39
50	5	0,0075	2,5	0,0370	83774	3096	411131	2270898	27,11
55	5	0,0111	2,5	0,0539	80678	4345	392528	1859767	23,05
60	5	0,0163	2,5	0,0785	76333	5989	366694	1467239	19,22
65	5	0,0269	2,5	0,1259	70344	8857	329581	1100545	15,65
70	5	0,0422	2,5	0,1910	61488	11743	278081	770965	12,54
75	5	0,0706	2,5	0,2999	49745	14917	211430	492884	9,91
80	∞	0,1237	8,08	1,0000	34827	34827	281454	281454	8,08

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C30: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1975 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	l_x	${}_nd_x$	${}_nL_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0191	2	0,0903	100000	9031	472906	6722136	67,22
5	5	0,0007	2,5	0,0034	90969	311	454065	6249230	68,70
10	5	0,0006	2,5	0,0030	90657	270	452612	5795165	63,92
15	5	0,0008	2,5	0,0041	90387	370	451012	5342553	59,11
20	5	0,0011	2,5	0,0054	90017	488	448867	4891541	54,34
25	5	0,0014	2,5	0,0068	89530	608	446128	4442674	49,62
30	5	0,0017	2,5	0,0087	88921	772	442679	3996546	44,94
35	5	0,0027	2,5	0,0134	88150	1183	437792	3553868	40,32
40	5	0,0035	2,5	0,0173	86967	1507	431068	3116076	35,83
45	5	0,0056	2,5	0,0274	85460	2342	421446	2685008	31,42
50	5	0,0072	2,5	0,0352	83118	2925	408278	2263562	27,23
55	5	0,0104	2,5	0,0508	80193	4072	390785	1855284	23,14
60	5	0,0174	2,5	0,0834	76121	6351	364728	1464498	19,24
65	5	0,0243	2,5	0,1143	69770	7977	328907	1099771	15,76
70	5	0,0420	2,5	0,1899	61793	11732	279634	770863	12,47
75	5	0,0692	2,5	0,2951	50061	14771	213376	491229	9,81
80	∞	0,1270	7,87	1,0000	35290	35290	277853	277853	7,87

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C31: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1980 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0125	2	0,0600	100000	6004	481988	7073159	70,73
5	5	0,0004	2,5	0,0022	93996	205	469469	6591170	70,12
10	5	0,0004	2,5	0,0020	93792	192	468478	6121701	65,27
15	5	0,0007	2,5	0,0033	93600	307	467232	5653223	60,40
20	5	0,0008	2,5	0,0041	93293	382	465512	5185990	55,59
25	5	0,0010	2,5	0,0049	92912	452	463427	4720478	50,81
30	5	0,0014	2,5	0,0072	92459	662	460641	4257051	46,04
35	5	0,0022	2,5	0,0109	91797	997	456492	3796410	41,36
40	5	0,0031	2,5	0,0156	90800	1415	450462	3339918	36,78
45	5	0,0045	2,5	0,0224	89385	2000	441924	2889457	32,33
50	5	0,0064	2,5	0,0313	87385	2733	430090	2447532	28,01
55	5	0,0096	2,5	0,0471	84651	3984	413297	2017442	23,83
60	5	0,0146	2,5	0,0706	80667	5696	389098	1604145	19,89
65	5	0,0231	2,5	0,1092	74972	8184	354397	1215047	16,21
70	5	0,0376	2,5	0,1720	66787	11485	305224	860650	12,89
75	5	0,0630	2,5	0,2721	55302	15049	238891	555426	10,04
80	∞	0,1272	-	1,0000	40254	40254	316535	316535	7,86

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C32: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1985 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0094	2	0,0457	100000	4565	486305	7281155	72,81
5	5	0,0003	2,5	0,0017	95435	166	476761	6794850	71,20
10	5	0,0004	2,5	0,0018	95269	168	475926	6318090	66,32
15	5	0,0006	2,5	0,0031	95101	291	474778	5842164	61,43
20	5	0,0008	2,5	0,0039	94810	370	473128	5367386	56,61
25	5	0,0010	2,5	0,0049	94441	466	471038	4894258	51,82
30	5	0,0014	2,5	0,0069	93974	653	468241	4423220	47,07
35	5	0,0019	2,5	0,0097	93322	905	464347	3954980	42,38
40	5	0,0027	2,5	0,0134	92417	1238	458991	3490632	37,77
45	5	0,0044	2,5	0,0215	91179	1963	450990	3031641	33,25
50	5	0,0061	2,5	0,0300	89216	2676	439392	2580651	28,93
55	5	0,0096	2,5	0,0469	86540	4060	422550	2141260	24,74
60	5	0,0138	2,5	0,0669	82480	5519	398603	1718709	20,84
65	5	0,0204	2,5	0,0972	76961	7483	366099	1320106	17,15
70	5	0,0356	2,5	0,1636	69478	11369	318970	954008	13,73
75	5	0,0583	2,5	0,2546	58110	14795	253560	635038	10,93
80	∞	0,1135	8,81	1,0000	43315	43315	381478	381478	8,81

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C33: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1990 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	l_x	${}_nd_x$	${}_nL_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0065	2	0,0320	100000	3199	490402	7506105	75,06
5	5	0,0003	2,5	0,0017	96801	164	483594	7015702	72,48
10	5	0,0004	2,5	0,0018	96637	171	482757	6532108	67,59
15	5	0,0007	2,5	0,0033	96466	323	481523	6049351	62,71
20	5	0,0009	2,5	0,0044	96143	421	479663	5567829	57,91
25	5	0,0010	2,5	0,0052	95722	497	477368	5088165	53,16
30	5	0,0013	2,5	0,0064	95225	610	474600	4610797	48,42
35	5	0,0018	2,5	0,0091	94615	865	470912	4136197	43,72
40	5	0,0027	2,5	0,0134	93750	1259	465602	3665286	39,10
45	5	0,0041	2,5	0,0203	92491	1878	457760	3199684	34,59
50	5	0,0061	2,5	0,0299	90613	2710	446291	2741924	30,26
55	5	0,0090	2,5	0,0442	87903	3886	429802	2295633	26,12
60	5	0,0137	2,5	0,0661	84018	5556	406199	1865831	22,21
65	5	0,0200	2,5	0,0953	78462	7480	373611	1459632	18,60
70	5	0,0327	2,5	0,1511	70982	10723	328103	1086021	15,30
75	5	0,0553	2,5	0,2431	60259	14648	264676	757918	12,58
80	∞	0,0925	10,81	1,0000	45611	45611	493241	493241	10,81

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C34: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 1995 (mulheres)

Idade	n	${}_nM_x$	${}_na_x$	${}_nq_x$	l_x	${}_nd_x$	${}_nL_x$	T_x	e_x^0
0	5	0,0056	2	0,0277	100000	2766	491702	7541912	75,42
5	5	0,0003	2,5	0,0014	97234	140	485821	7050210	72,51
10	5	0,0004	2,5	0,0019	97094	185	485009	6564390	67,61
15	5	0,0007	2,5	0,0033	96909	321	483744	6079380	62,73
20	5	0,0009	2,5	0,0043	96588	414	481906	5595637	57,93
25	5	0,0011	2,5	0,0057	96174	544	479511	5113731	53,17
30	5	0,0016	2,5	0,0077	95630	739	476303	4634220	48,46
35	5	0,0021	2,5	0,0103	94891	975	472019	4157918	43,82
40	5	0,0027	2,5	0,0133	93916	1253	466450	3685899	39,25
45	5	0,0042	2,5	0,0206	92664	1910	458544	3219449	34,74
50	5	0,0058	2,5	0,0284	90754	2576	447328	2760905	30,42
55	5	0,0089	2,5	0,0434	88177	3823	431330	2313577	26,24
60	5	0,0127	2,5	0,0614	84355	5178	408828	1882247	22,31
65	5	0,0205	2,5	0,0974	79177	7714	376596	1473419	18,61
70	5	0,0299	2,5	0,1393	71462	9953	332427	1096823	15,35
75	5	0,0481	2,5	0,2146	61509	13200	274544	764396	12,43
80	∞	0,0986	-	1,0000	48309	48309	489852	489852	10,14

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C35: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 2000 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0039	2	0,0195	100000	1951	494148	7685667	76,86
5	5	0,0003	2,5	0,0013	98049	126	489931	7191519	73,35
10	5	0,0002	2,5	0,0012	97923	120	489315	6701588	68,44
15	5	0,0005	2,5	0,0025	97803	249	488393	6212273	63,52
20	5	0,0006	2,5	0,0031	97554	306	487007	5723879	58,67
25	5	0,0008	2,5	0,0042	97248	412	485212	5236873	53,85
30	5	0,0011	2,5	0,0056	96836	546	482816	4751661	49,07
35	5	0,0016	2,5	0,0079	96290	764	479541	4268845	44,33
40	5	0,0024	2,5	0,0118	95526	1125	474818	3789304	39,67
45	5	0,0035	2,5	0,0175	94401	1652	467875	3314486	35,11
50	5	0,0052	2,5	0,0257	92749	2383	457788	2846611	30,69
55	5	0,0081	2,5	0,0396	90366	3578	442886	2388823	26,43
60	5	0,0119	2,5	0,0577	86788	5011	421413	1945937	22,42
65	5	0,0178	2,5	0,0854	81777	6984	391424	1524525	18,64
70	5	0,0264	2,5	0,1239	74793	9267	350797	1133101	15,15
75	5	0,0442	2,5	0,1992	65526	13052	295000	782304	11,94
80	∞	0,1077	-	1,0000	52474	52474	487304	487304	9,29

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).

Tabela C36: Tábua de Mortalidade por grupos quinquenais de idade, município de São Paulo, 2005 (mulheres)

Idade	n	nM_x	na_x	nq_x	l_x	nd_x	nL_x	T_x	e_x^0
0	5	0,0028	2	0,0137	100000	1372	495884	7729573	77,30
5	5	0,0002	2,5	0,0011	98628	111	492861	7233689	73,34
10	5	0,0002	2,5	0,0011	98516	113	492300	6740829	68,42
15	5	0,0004	2,5	0,0018	98404	178	491574	6248529	63,50
20	5	0,0005	2,5	0,0024	98226	232	490549	5756955	58,61
25	5	0,0006	2,5	0,0032	97994	315	489180	5266406	53,74
30	5	0,0009	2,5	0,0043	97679	416	487353	4777226	48,91
35	5	0,0012	2,5	0,0060	97263	585	484852	4289872	44,11
40	5	0,0020	2,5	0,0098	96678	951	481014	3805020	39,36
45	5	0,0033	2,5	0,0165	95727	1579	474689	3324006	34,72
50	5	0,0051	2,5	0,0254	94148	2392	464762	2849317	30,26
55	5	0,0081	2,5	0,0396	91757	3633	449701	2384554	25,99
60	5	0,0109	2,5	0,0528	88124	4657	428977	1934853	21,96
65	5	0,0168	2,5	0,0806	83467	6725	400522	1505876	18,04
70	5	0,0246	2,5	0,1158	76742	8888	361492	1105354	14,40
75	5	0,0477	2,5	0,2131	67854	14458	303129	743862	10,96
80	∞	0,1212	-	1,0000	53397	53397	440734	440734	8,25

Fonte dos dados básicos: Registro Civil (1920 a 2006) e censos demográficos (1920 a 2000).