

Flávia Sommerlatte Silva

**Tendências e projeção da mortalidade do  
município de São Paulo – 1920 a 2100**

Belo Horizonte, MG  
UFMG/Cedeplar  
2009

Flávia Sommerlatte Silva

## **Tendências e projeção da mortalidade do município de São Paulo – 1920 a 2100**

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

Orientador: Prof. Bernardo Lanza Queiroz

Co-orientador: Prof<sup>a</sup>. Moema Gonçalves Bueno Fígoli

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

## Folha de aprovação

*À minha amada mãe Hamalta.*

**Não basta saber,  
é preciso também aplicar;  
não basta querer,  
é preciso também fazer.**

***Johann Wolfgang Von Goethe***

## **AGRADECIMENTOS**

O desenvolvimento de um trabalho como este não é fácil. É um caminho cheio de obstáculos que seriam intransponíveis se eu tivesse que percorrer sozinha. Durante essa caminhada eu tive ao meu lado pessoas a quem eu gostaria muito de agradecer. Obrigada pela presença, pela paciência e compreensão.

Em primeiro lugar agradeço a Deus, pela dádiva da vida, pela minha saúde e o meu amor pelo aprendizado.

Ao meu orientador, o Professor Bernardo Lanza Queiroz, os meus sinceros agradecimentos. Ao profissional brilhante, professor rigoroso e exigente, obrigada pela orientação. Foi um privilégio poder aprender com você, que sempre exigiu de mim o melhor, o detalhe, a perfeição, o rigor metodológico e um texto claro. Obrigada por todas as conversas, de palavras calmas ou mesmo duras, que me fizeram melhorar, crescer e me tornaram uma demógrafa. Obrigada por todas as horas dedicadas ao meu aprendizado, pelas leituras minuciosas do meu texto, com tantos comentários de caneta vermelha, que foram essenciais para o desenvolvimento desta dissertação. Obrigada também por não responder a tantas perguntas, mas me mostrar o caminho para que eu fizesse as descobertas mais importantes sozinha. Serei eternamente grata a você!

Gostaria de agradecer também à minha co-orientadora, a professora Moema Gonçalves Bueno Fígoli, minha professora desde o primeiro período da graduação em Ciências Atuariais, com quem eu aprendi muito sobre demografia e previdência. Obrigada pelas conversas esclarecedoras e pelos comentários sempre brilhantes, pelo entusiasmo ao ver os resultados dos meus trabalhos, porque também estivemos juntas no desenvolvimento da monografia no final da graduação, na apresentação desse trabalho no encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais e enfim, no mestrado, na conclusão desta dissertação. Obrigada!

Ao Cedeplar, pela oportunidade de aprender e pela minha formação em Demografia. As aulas incríveis e professores brilhantes só fizeram crescer o meu amor pela Demografia. Gostaria de agradecer de forma especial à professora Carla Jorge Machado por toda a amizade, o incentivo à entrada no mestrado, as aulas sempre ótimas, as conversas e os conselhos tão importantes. Ao professor Roberto Nascimento Rodrigues, obrigada pela dedicação aos alunos, pela sua forma brilhante de ensinar e incentivar, e pela amizade. Agradeço também aos professores José Alberto Magno de Carvalho e Simone Wajnman pelas aulas cheias de entusiasmo, inesquecíveis. A beleza das populações teóricas e métodos indiretos estarão sempre comigo. Eu não poderia deixar de agradecer à professora Paula Miranda Ribeiro, por todo o carinho dispensado à minha turma, a coorte 2007, em nossas sessões de terapia em grupo, durante as aulas da disciplina seminários de dissertação.

Obrigada também a todos os funcionários da Faculdade de Economia da UFMG e do CEDEPLAR, em especial à Adriana do xerox, por me receber sempre disponível e alegre.

À Fundação Seade, agradeço pela gentileza de fornecer os dados que possibilitaram a realização deste trabalho. Gostaria de agradecer de forma especial às funcionárias Magali e Ângela pela ajuda na extração dos dados e aos professores Carlos Eugênio de Carvalho Ferreira e Antônio Benedito Marangone Camargo pela recepção tão cortês e por todas as informações sobre a mortalidade do município de São Paulo.

À coorte 2007 agradeço por toda amizade dessa turma tão unida. Não poderia deixar de me lembrar das discussões enriquecedoras de uma turma multidisciplinar, antes de testes e durante o desenvolvimento de trabalhos. Tive a oportunidade de crescer muito e aprender com os diferentes pontos de vista de colegas economistas, sociólogos, geógrafo, arquiteto e atuárias. Aos meus amigos tão especiais, muito obrigada!

À minhas queridas colegas da sala 2092 e amigas de todas as horas, Luana, Pamila e Luciana um muito obrigada especial, por todos os momentos de trabalho e descontração. Luana e Pamila me acompanham desde a graduação em Ciências Atuariais e Luciana se juntou ao nosso “trio parada dura” durante o mestrado. Sinto-me privilegiada por poder dividir as alegrias e as angústias com vocês, durante o tempo de trabalho ou nos cafezinhos e almoços. O desenvolvimento desse trabalho não teria sido tão prazeroso sem a presença de vocês.

Ao meu amigo Everton, a quem chamo carinhosamente de Evertinho, um grande obrigada, por todas as conversas, as aulas de sociologia (Nietzsche) e, principalmente, as aulas de R. Obrigada pela companhia nos lanches, nos cafés e nas horas difíceis de desenvolvimento da dissertação. Você é um grande amigo que ganhei no Cedeplar.

Agradeço também aos colegas de outras coortes que se tornaram meus amigos durante esses dois anos. A Laetícia, Luísa Terra, Luiza de Marillac, Luciana Luz, Marcos Roberto, Julio Romero, Titina, Clarissa, Marisa, Elisenda e todos os demais, muito obrigada pelos momentos divertidos e pelas visitas à sala 2092 para um café, que tornavam os meus dias muito mais leves.

Aos amigos que fiz na Pesquisa Jovem, muito obrigada pelos dias de muito trabalho e aprendizado. Obrigada a Almada, Vanessa, Luiza, Adriana, Leo, Hugo e todos aqueles com quem participei das codificações de questionários e pesquisas de campo.

Gostaria de agradecer também ao atuário Ivan S’antana Ernandes, com quem aprendi muito sobre atuária e previdência, durante o tempo em que fiz estágio em sua consultoria. Obrigada por me mostrar a importância das tábuas geracionais para os cálculos atuariais e para as entidades de previdência. Importância que me incentivou a desenvolver este trabalho.



Agradeço também aos profissionais da GAIE (Gestão de Análise de Informação Estratégica da Unimed-BH), pela forma como me receberam e têm me ensinado sobre saúde suplementar. Em especial, agradeço aos gestores Rômulo Paes de Sousa e Ana Paula Franco Viegas Pereira pela compreensão e o incentivo durante o desenvolvimento deste trabalho. Gostaria de agradecer principalmente por se colocarem a minha disposição para me ajudar a resolver problemas com os dados. Tenho aprendido e crescido muito com essa equipe, obrigada!

Aos meus queridos amigos de muitos anos, Raquel, Roberta, Marielle, Isabella e Douglas, obrigada pela amizade incondicional, por me ouvirem e me incentivarem a continuar. Obrigada pela companhia maravilhosa, pelos telefonemas de horas e conversas pela internet. Eu não teria conseguido concluir este trabalho sem a amizade e o carinho de vocês, mesmo a distância.

Agradeço muito à minha família, por todo o amor a mim dedicado. Agradeço por todo o apoio e por comemorarem comigo cada vitória como a mais importante. A Ady e Madrinha, por me acompanharem tão de perto, por todo o carinho e pelas orações. Às minhas irmãs, meus amores, Lyvia e Rhávy, pela amizade e o carinho de todas as horas. Pela presença tão importante na minha vida. A cada dia somos mais amigas e mais próximas. Amo vocês!

Por fim, o agradecimento mais especial aos meus pais, Gildázio e Hamalta, pelo exemplo de amor e doação. Mesmo distantes continuaram juntos. Gostaria de dedicar a conclusão de mais uma etapa da minha formação a vocês. Não foi por acaso que a conclusão deste trabalho foi no dia em que completaram 26 anos de casados. Obrigada por realizarem os meus sonhos, pela dedicação à minha educação e ao meu crescimento e pelo amor incondicional. Amo vocês!

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

DATASUS – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde

DO – Declaração de Óbito

IBGE – Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia

SEADE – Sistema Estadual de Análise de Dados

SIM – Sistema de Informação sobre Mortalidade

SINASC – Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

# SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>19</b>
<b>2. ANTECEDENTES .....</b>	<b>26</b>
2.1. EVOLUÇÃO DA MORTALIDADE .....	27
2.1.1. <i>Características do declínio da mortalidade no Brasil e em São Paulo .....</i>	<i>32</i>
2.2. PROJEÇÃO DA MORTALIDADE .....	40
<b>3. DADOS.....</b>	<b>48</b>
3.1. POPULAÇÃO .....	50
3.2. ÓBITOS .....	55
3.3. APLICAÇÃO DE MÉTODOS DE CORREÇÃO DOS REGISTROS DE ÓBITOS .....	57
3.3.1. <i>Correção da invasão de óbitos.....</i>	<i>57</i>
3.3.2. <i>Correção do sub-registro de óbitos .....</i>	<i>61</i>
3.4. ALGUMAS CARACTERÍSTICAS DA MORTALIDADE DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO.....	73
<b>4. MÉTODOS .....</b>	<b>81</b>
4.1. MÉTODOS DE PROJEÇÃO DA MORTALIDADE .....	81
4.1.1. <i>Método Lee-Carter.....</i>	<i>81</i>
4.1.1.1. O modelo .....	82
4.1.1.2. O ajuste do modelo e a projeção de k .....	84
4.1.2. <i>Limitações do método Lee-Carter e as modificações propostas por Lee &amp; Miller (2001)</i> .....	86
4.1.3. <i>Algumas variações do método Lee-Carter.....</i>	<i>89</i>
<b>5. PROJEÇÃO DA MORTALIDADE DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, POR LEE-CARTER (1992), INCORPORANDO AS MODIFICAÇÕES PROPOSTAS POR LEE &amp; MILLER (2001) .....</b>	<b>93</b>
5.1. PROJEÇÃO DO NÍVEL E DO PADRÃO DA MORTALIDADE DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO NO ANO 2000	96
5.2. PROJEÇÃO DO NÍVEL E DO PADRÃO DA MORTALIDADE DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO DURANTE O PERÍODO DE 2006 A 2100.....	108
5.2.1. <i>Projeção da mortalidade masculina do município de São Paulo utilizando as experiências de mortalidade obtidas através das alternativas propostas para o período de 1980 a 2005.....</i>	<i>120</i>
5.3. COMPARAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS .....	129
5.4. INSERÇÃO DAS TENDÊNCIAS DE MORTALIDADE NOS CÁLCULOS ATUARIAIS.....	133

<b>6. CONCLUSÃO .....</b>	<b>139</b>
<b>7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>145</b>
<b>ANEXO A .....</b>	<b>0</b>

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Tabela 3.1.1: População recenseada do município de São Paulo por grupo etário, segundo sexo, para o período de 1872 a 1960.....	52
Tabela 3.1.2: População desagregada pelo método de interpolação osculatória Karup-King .....	53
Tabela 3.2.1: Óbitos observados e desagregados para os anos de 1920 a 1923, município de São Paulo – Sexo masculino .....	56
Tabela 3.2.2: Óbitos observados e desagregados para os anos de 1920 a 1923, município de São Paulo – Sexo feminino.....	57
Tabela 3.3.1.1: Proporção de óbitos de não residentes no município de São Paulo, por grupo etário, segundo sexo e período.....	60
Tabela 3.3.2.1: Grau de cobertura dos registros de óbito do município de São Paulo, por ano segundo método e sexo.....	67
Gráfico 3.3.2.1: Grau de cobertura. Preston & Coale São Paulo, 1920-2000 .....	68
Gráfico 3.3.2.2: Taxas específicas de mortalidade, observadas e estimadas por logito, para o ano de 1935, com $\beta$ igual a 1 – Sexo feminino.....	72
Gráfico 3.3.2.3: Taxas específicas de mortalidade, observadas e estimadas por logito, para o ano de 1935, utilizando o $\beta$ estimado no ajuste do modelo logito – Sexo feminino .....	73
Gráfico 3.4.1: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade do município de São Paulo, de 1920 a 2005 – Sexo feminino .....	75
Gráfico 3.4.2: Curvas de $l_x$ referentes ao município de São Paulo. Sexo feminino - 1920, 1950 e 2005 .....	76

Gráfico 3.4.3: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade do município de São Paulo, de 1920 a 2000 – Sexo masculino.....	77
Gráfico 3.4.4: Curvas de $l_x$ referentes ao município de São Paulo. Sexo masculino - 1920, 1950 e 2005 .....	78
Gráfico 3.4.5: Esperança de Vida ao Nascer por Sexo. Município de São Paulo, 1920 a 2000 .....	79
Tabela 5.1.1: Esperanças de vida ao nascer, observada e projetadas, e limites dos intervalos de confiança das projeções, por período de ajuste, segundo sexo – ano 2000 .....	96
Figura 5.1.1: Séries de $a_x$ , $b_x$ e $k_t$ , estimadas nas projeções da mortalidade do município de São Paulo, realizadas para testar o ajuste do modelo Lee-Carter, na projeção da mortalidade do ano 2000, utilizando os períodos de ajuste: 1920-1960, 1920-1970, 1920-1980 e 1920-1990 .....	101
Figura 5.1.2: Séries de $k_t$ estimadas considerando e desconsiderando a restrição proposta por Lee & Miller (2001) em que $k_t$ deve ser igual a zero no primeiro ano da projeção, com período de ajuste de 1920 a 1960 .....	102
Figura 5.1.3: Soma dos quadrados dos resíduos, por ano, dos modelos ajustados para a projeção da mortalidade no ano 2000, cujos períodos de ajuste são: 1920-1960, 1920-1970, 1920-1980 e 1920-1990 .....	104
Figura 5.1.4: Taxas de mortalidade específicas por idade, observadas e estimadas através da projeção da mortalidade do município de São Paulo, cujos períodos base são: 1920-1960, 1920-1970, 1920-1980 e 1920-1990 – ano 2000 .....	105
Tabela 5.2.1: Esperança de vida ao nascer projetada, por período de ajuste, segundo ano da projeção e sexo .....	110

Figura 5.2.1: Séries de $a_x$ , $b_x$ e $k_t$ , estimadas nas projeções da mortalidade do município de São Paulo, de 2006 a 2100, utilizando os períodos de ajuste: 1920-2005, 1930-2005, 1940-2005 e 1950-2005.....	112
Gráfico 5.2.1: Soma dos quadrados dos resíduos, por ano, dos modelos ajustados para a projeção da mortalidade de 2006 a 2100, cujos períodos de ajuste são: 1920-2005, 1930-2005, 1940-2005 e 1950-2005.....	114
Gráfico 5.2.2: Esperanças de vida ao nascer, observadas e projetadas, e intervalo de confiança da projeção – Sexo feminino.....	116
Gráfico 5.2.3: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade, observadas e projetadas para o município de São Paulo – 1950 a 2100 – Sexo feminino	117
Gráfico 5.2.4: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade projetadas para o município de São Paulo de 2006 a 2100, tomado como base o período 1940-2005 – Sexo masculino.....	119
Tabela 5.2.1.1: Esperança de vida ao nascer projetada, por período de ajuste e cenário, segundo ano da projeção – Sexo masculino.....	122
Figura 5.2.1.1: $a_x$ , $b_x$ e $k_t$ , estimados nas projeções da mortalidade do município de São Paulo, de 2006 a 2100, utilizando os cenários construídos para a mortalidade de 1980 a 2005, e os períodos de ajuste: 1920-2005, 1930-2005, 1940-2005 e 1950-2005.....	125
Gráfico 5.2.1.1: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade projetadas para o município de São Paulo de 2006 a 2100, cujo período base foi 1940-2005, considerando o pressuposto de que a mortalidade durante o período de 1980 a 2005 foi a projetada tendo como base o período de 1920 a 1980 – Sexo masculino.....	126
Gráfico 5.2.1.2: Esperanças de vida ao nascer, observadas e projetadas, e intervalo de confiança da projeção – Sexo masculino.....	128

Gráfico 5.2.1.3: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade, observadas e projetadas para o município de São Paulo – 1950 a 2100 – Sexo masculino .....	129
Gráfico 5.3.1: Curvas de $l_x$ projetadas para o município de São Paulo no ano de 2100, com base nos dados observados e nos dois cenários construídos: taxas projetadas para o período de 1980-2005 e óbitos sem causas externas para o período de 1980-2005 .....	131
Gráfico 5.3.2: Curvas de $l_x$ projetadas para o município de São Paulo, feminina e masculina, utilizando o cenário sem causas externas – 1950 e 2100.....	132
Tabela 5.3.1: Anuidades de vida diferidas até os 60 anos, por sexo e idade, estimadas por meio de uma tábua de período referente ao ano de 2005 e tábuas de mortalidade projetadas a partir desse ano e diferença percentual entre as estimativas .....	137
Tabela A.1: Taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo feminino.....	0
Tabela A.2: Limite inferior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo feminino.....	1
Tabela A.3: Limite superior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo feminino.....	2
Tabela A.4: Taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade, considerando a alternativa do múltiplo decremento para o período de 1980 a 2005 – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo masculino .....	0



Tabela A.5: Limite inferior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade, considerando a alternativa do múltiplo decremento para o período de 1980 a 2005 – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo masculino ..... 1

Tabela A.6: Limite superior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade, considerando a alternativa do múltiplo decremento para o período de 1980 a 2005 – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo masculino ..... 2

## RESUMO

O objetivo deste trabalho foi projetar o nível e o padrão da mortalidade do município de São Paulo, de 2006 a 2100, através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade. Inicialmente, testou-se a validade da aplicação do método para a população do município de São Paulo, projetando a mortalidade do ano 2000, tomando como base diferentes períodos de ajuste para o modelo. Observou-se que o método tende a se ajustar aos dados, dando origem a projeções cujos resultados foram muito próximos dos valores observados e os intervalos de confiança continham esses valores. Os resultados da projeção de mortalidade da população feminina do município de São Paulo foram próximos dos observados nos países desenvolvidos, sendo que o período a partir de 1950 foi considerado o mais adequado para a projeção. Já a projeção da mortalidade masculina resultou em padrões de mortalidade distorcidos durante o século XXI, devido às altas taxas de mortalidade em idades adultas jovens, experimentadas pela população masculina de São Paulo a partir de 1980. Por isso, optou-se por projetar a mortalidade dessa população utilizando duas alternativas metodológicas: (1) considerar que a mortalidade masculina, a partir de 1980, foi aquela projetada tomando como base período de 1920 a 1980; (2) considerar que os óbitos de homens paulistanos por causas externas, nesse período, ocorreram devido às demais causas de óbito. A segunda alternativa foi escolhida como a mais adequada. Sendo assim, as esperanças de vida ao nascer projetadas para homens e mulheres paulistanos foram de 77,79 e 84,35 anos para 2050 e 82,91 e 91,91 para o ano de 2100. Esses resultados foram utilizados na estimação de anuidades de vida, considerando a utilização da tábua de mortalidade de período de 2005 e a mortalidade projetada para diferentes coortes presentes no ano de 2005. Observou-se que o valor estimado considerando o declínio da mortalidade é mais elevado do que aquele estimado através da tábua de mortalidade de um único período.

---

**Palavras-chave:** projeção da mortalidade, Lee-Carter, anuidade, São Paulo

## ABSTRACT

The main goal of this master's thesis is to forecast mortality levels in São Paulo from 2006 to 2100, using the Lee-Carter model and the Lee-Miller variation, and applied the estimates to compute life-time annuities comparing scenarios using period and pseudo-cohort life-tables. We first tested the model by projecting life expectancy and mortality schedules for 2000 and compared with observed values. The fit of the model was good, and the observed value for 2000 fell into the confidence interval estimated by the forecast. The forecast results, by sex, were similar to what is observed in developed countries. The results for females showed better fit while the results for males were distorted by the increase in adult mortality observed in the 1980s and 1990s in São Paulo. In order to test and adjust the result, we tested two different methods: (1) consider that the male mortality of São Paulo, during the period of 1980 to 2005, was the forecasted mortality, fitted using data from 1920 to 1980; (2) consider that the deaths due to violent causes, during the same period, occurred because of all other causes of death. The results for the second method fitted the model better than the first one. We then applied the forecasted values to estimate life-time annuities comparing a period life-table to a pseudo-cohort one. We find that the estimated values incorporating mortality changes were much higher than when we used the 2005 period life-table.

---

**Keywords:** mortality forecasting, Lee-Carter, life annuity, São Paulo

# 1. INTRODUÇÃO

As grandes melhorias das condições materiais humanas, adquiridas no curso desenvolvimento moderno, foram essenciais para o aumento do número médio de anos vividos pela população do mundo como um todo. O declínio da mortalidade teve seu início nas nações mais desenvolvidas e atualmente todas as regiões do mundo já ingressaram nesse processo e experimentam ganhos contínuos em esperança de vida. (Edwards & Tuljapurkar, 2005).

O Brasil iniciou o seu processo de declínio da mortalidade na década de 1940, tardiamente em relação aos países desenvolvidos, em que esse declínio já era observado no século XIX, mas de forma muito mais acelerada (Prata, 1992). A esperança de vida ao nascer registrada no país em 1940 era de aproximadamente 44 anos, mas em 1960 o tempo de vida médio da população brasileira já tinha aumentado 10 anos (Carvalho, 2004) e, com a continuação do declínio, esse valor se aproximou de 72 anos em 2004 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2005). Já nos países desenvolvidos, a esperança de vida ao nascer observada durante o século XVIII estava entre 25 e 40 anos, se aproximando dos 65 anos apenas na metade do século XX (Horiuchi, 1997).

O estado de São Paulo, o mais desenvolvido dos estados brasileiros em termos socioeconômicos, apresentou um declínio similar ao descrito para o Brasil (Waldvogel et al, 2003). Essa população experimentou ganhos acelerados em esperança de vida ao nascer até 1960 e, a partir deste ano os ganhos foram mais modestos, mas ainda consideráveis, sendo que a população do estado já vivia em média 73,1 anos em 2004 (Seade, 2006).

Esse declínio continuado da mortalidade significa a possibilidade de vida mais longa, que é vista como uma mudança positiva de indivíduos e uma substancial realização social, mas leva a uma preocupação sobre suas implicações para gastos públicos e privados de apoio à velhice (Tuljapurkar & Boe, 1998). Isto porque em populações cuja fecundidade já se encontra em níveis muito baixos, tais mudanças na mortalidade tornam-se responsáveis não só pelo aumento da

proporção de idosos, mas também do tempo vivido pelos idosos (Caselli & Vallin, 1990; Lee & Carter, 1992; Carvalho, 2001). É importante salientar que, mesmo havendo uma desaceleração nos ganhos em esperança de vida, como vem sendo observado nos últimos anos, principalmente nos países desenvolvidos, as taxas de declínio da mortalidade em idades avançadas ainda são elevadas e não têm mostrado sinais de desaceleração, podendo resultar em ganhos ainda significativos em esperança de vida ao nascer (Wilmoth, 1998, 2000).

Dentro deste contexto, o papel da projeção da mortalidade torna-se cada vez mais relevante, já que uma das principais causas dessas mudanças na estrutura etária da população mundial é o declínio continuado da mortalidade (Caselli & Vallin, 1990; Wilmoth, 1998; 2000). Esse declínio pode ser muito bem previsto por períodos consideravelmente longos, dado o padrão etário regular das variáveis demográficas e a velocidade, na maioria das vezes lenta, de suas mudanças (Lee, 1998; Lee & Tuljapurkar, 2000). Ainda assim, as projeções demográficas envolvem uma grande parcela de incerteza, o que torna necessário que qualquer metodologia de projeção demográfica forneça indicações da sua incerteza associada, cuja fonte mais importante está relacionada ao futuro das taxas vitais (Lee, 1998).

Por isso, o principal objetivo do presente trabalho é projetar o nível e o padrão de mortalidade, referentes ao município de São Paulo, até o ano de 2100, incorporando a incerteza associada à projeção, por meio da estimação de intervalos de confiança. A escolha deste município se justifica pela grande quantidade de estudos já realizados a respeito das tendências da mortalidade da sua população, que possibilitam um entendimento mais aprofundado do seu padrão de mortalidade (Altmann, 1982; Ferreira & Castiñeiras, 1996; Ferreira & Castiñeiras, 1998; Waldvogel et al, 2003). Além disso, o estado de São Paulo é reconhecido pela ótima qualidade de seus registros de eventos vitais (nascimentos, casamentos, óbitos), o que contribui enormemente para a projeção da mortalidade da capital de São Paulo, através do método Lee-Carter (1992), que se baseia na tendência passada da mortalidade para projetar a mortalidade futura

através de séries temporais. Além disso, é importante ressaltar que a escolha de um período de projeção tão longo, até o ano de 2100, se justifica pela necessidade de conhecer os caminhos futuros dessa componente tão importante na dinâmica demográfica, além de apresentar os resultados do método Lee-Carter em projeções de longo prazo.

Aliada à qualidade das informações de eventos vitais, o município de São Paulo dispõe de uma série de informações de óbito que remonta ao início do século XX. Há óbitos por faixa etária e sexo desde o ano de 1903, o que consiste em mais uma razão para a aplicação do método Lee-Carter à população deste município. De posse desses dados foi possível construir uma série histórica de taxas de mortalidade por idade e sexo do município de São Paulo. Devido à forma como esses dados estavam desagregados, essa série foi construída para o período de 1920 a 2005, possibilitando a descrição da tendência de declínio da mortalidade do município, para então projetar a mortalidade dessa população através do método Lee-Carter, incorporando as modificações sugeridas por Lee & Miller (2001). É importante lembrar que não há uma série longa como esta para o Brasil, o que dificulta a aplicação do método para a população brasileira como um todo. Dessa forma, uma limitação deste trabalho é que os resultados encontrados para São Paulo não podem ser extrapolados para a população brasileira. Uma alternativa para esta aplicação seria utilizar a variação do método Lee-Carter desenvolvida por Li et al (2004), que possibilita a projeção da mortalidade de populações para as quais há dados disponíveis para intervalos de tempo mais curtos e irregulares.

Além de projetar a mortalidade do município de São Paulo, este trabalho teve como objetivo a realização de um exercício metodológico para mostrar a importância da utilização de taxas de mortalidades projetadas na estimação de obrigações futuras de entidades de previdência. No Brasil, essa metodologia de estimação de obrigações futuras ainda não foi difundida (Santos, 2007). Por isso a mesma não tem sido tão aplicada pelos planos de previdência brasileiros, como ocorre nos países desenvolvidos (Santos, 2007). Dentro deste contexto, o

exercício realizado com base nos resultados da projeção de mortalidade da população do município de São Paulo, foi comparar os gastos futuros estimados com o pagamento de aposentadoria, utilizando uma tábua de período e tábuas de mortalidade projetadas, com o intuito de verificar se há diferença do valor estimado quando se considera a mortalidade do período ou quando a mortalidade de cada coorte é considerada, através da projeção das taxas específicas de mortalidade.

A importância deste trabalho está diretamente ligada à estimação da incerteza relacionada à projeção. A mensuração dessa incerteza é comumente realizada através de um conjunto de suposições que são combinadas para a construção dos cenários alto, médio e baixo. Assume-se que as taxas seguirão exatamente a trajetória descrita a cada ano (Lee & Tuljapurkar, 1994), ou seja, em uma projeção determinística as suposições a respeito do futuro das taxas de mortalidade por idade são fixadas no início do período de projeção, e a incerteza em torno da projeção preferida, ou média, é dada pelos cenários alto e baixo (Lee, 1998; Tuljapurkar & Boe, 1998). Contudo, essa metodologia tem alguns problemas como o fato de que nenhuma probabilidade é associada aos limites alto e baixo, além de ser internamente inconsistente, no sentido de não representar a incerteza relativa em diferentes medidas como tamanho populacional, fecundidade, e razão de dependência dos idosos. Um sinal visível desse problema é que quando os cenários, baixo e alto, são escolhidos para circundarem o crescimento de longo prazo da população ou a distribuição etária, os valores anuais da fecundidade ou nascimentos geralmente ficam fora dos limites dos cenários alto e baixo logo após a publicação da projeção, fazendo com que a mesma pareça incompetente (Lee, 1998).

A projeção estocástica, por sua vez, oferece uma solução alternativa para modelar a incerteza, dado que proporciona uma estimativa do erro esperado das projeções no momento em que elas são realizadas. Uma projeção estocástica pode ser gerada especificando as mudanças no tempo durante o período de projeção,

mudando de forma dinâmica e aleatória as equações e suposições. Nesse caso, a incerteza é propagada dinamicamente no tempo (Tuljapurkar & Boe, 1998).

Este tipo de projeção pode ser descrito resumidamente como um valor médio e um par de valores extremos possíveis, definido quase inteiramente em termos de probabilidade, que incluem a maior parte dos resultados possíveis. Utiliza-se, por exemplo, um intervalo que contenha a projeção estocástica com probabilidade de 90%. Portanto, a diferença fundamental entre as projeções determinísticas e as estocásticas é a possibilidade, dada por estas, de atribuir probabilidades de ocorrência às possíveis trajetórias da mortalidade. E como há probabilidades associadas a todos os conjuntos de resultados, então as médias e distribuições de todas as quantidades da projeção são bem definidas e não há problema de consistência (Tuljapurkar & Boe, 1998).

A principal vantagem da utilização da projeção estocástica da mortalidade e de população se encontra então na possibilidade de conhecer, além do número esperado de pessoas em uma determinada época (aposentadas, contribuintes, em idade escolar, no mercado de trabalho, que necessitarão de serviços de saúde), a incerteza dessa projeção, para que seja possível se preparar para eventuais surpresas, como, por exemplo, o crescimento maior que o esperado de um certo grupo etário (Keilman et al, 2002). Dentre os métodos desenvolvidos com esse intuito, destaca-se o Lee-Carter (1992), método estocástico mais utilizado atualmente (Lee, 1998, 2004; Haberman & Renshaw, 2008), sendo utilizado e recomendado pelos principais institutos oficiais de produção de estatísticas, como Conselheiros da administração de seguridade social dos Estados Unidos (Giroi & King, 2007).

A relevância deste trabalho se deve principalmente ao papel da projeção da mortalidade para as projeções populacionais e também para o planejamento de políticas públicas, que se baseiam nas tendências futuras dessa variável, como é o caso das políticas de saúde e previdência. O planejamento dessas políticas é afetado significativamente pela esperança de vida projetada (Lee, 1998). Um exemplo são as projeções realizadas pela Administração da Seguridade Social



dos Estados Unidos durante a segunda metade do século XX, que subestimaram a esperança de vida ao nascer do final do século em quase todas as suas edições (Lee & Miller, 2001). Ao comparar esses resultados aos produzidos pela aplicação do método Lee-Carter de projeção da mortalidade, Lee & Miller (2001) observaram que as projeções realizadas através do Lee-Carter eram muito mais próximas dos valores observados do que as projeções oficiais da Administração da Seguridade Social dos Estados Unidos, e que os intervalos de confiança produzidos pelo método continham os valores observados na maior parte das projeções realizadas (Lee & Miller, 2001).

Os resultados da aplicação do método à mortalidade do município de São Paulo mostram mais uma vez a validade do mesmo para a projeção da mortalidade. Com intuito de avaliar essa validade, a esperança de vida e a função de mortalidade do ano 2000 foram estimadas através do método, tomando como base diferentes períodos de ajuste. Em todos os casos o método se ajustou bem aos dados, além de gerar projeções cujos resultados foram muito próximos dos valores observados e intervalos de confiança que continham esses valores. Ao projetar a mortalidade da população paulistana a partir de 2005, observou-se também o bom ajuste do modelo aos dados utilizados. A esperança de vida ao nascer masculina projetada pelo método foi de 82,91 anos para o ano de 2100, ao passo que a feminina foi 91,91 anos, resultando em um ganho de aproximadamente 0,14 ano por ano calendário para os homens e de 0,15 ano para as mulheres. É importante observar que, apesar de parecerem elevados, os valores de esperança de vida ao nascer estimados para 2100 podem ser considerados factíveis, uma vez que as projeções das Nações Unidas para os países desenvolvidos também apontam para um crescimento considerável de  $e_0$  nas próximas décadas. Um exemplo é a esperança de vida ao nascer projetada para o Japão em 2050, que é de 83,5 anos para os homens e 91 anos para as mulheres (United Nations, 2009). Outro ponto relevante é o aumento do diferencial por sexo da mortalidade projetada. As projeções das Nações Unidas para os países desenvolvidos apontam para a manutenção desse diferencial, ou para um aumento menos pronunciado. No entanto, também é importante lembrar que as

projeções de longo prazo devem ser analisadas com cautela, visto que uma limitação do método Lee-Carter para esse tipo de projeção é a perda de suavidade da mesma (Giroso & King, 2007).

A aplicação dessas projeções aos cálculos atuariais mostra a importância de se incorporar o declínio da mortalidade na estimação de gastos futuros com benefícios de aposentadoria. Isto porque os valores estimados através da utilização das tábuas de vida projetadas são sempre mais elevados do que aqueles estimados com base nas tábuas de vida de um único período, como é geralmente realizado nas instituições privadas de previdência do Brasil (Santos, 2007). Esses resultados sugerem que a utilização de tábuas de período pode causar a subestimação das probabilidades de sobrevivência dos beneficiários, dando origem a um impacto financeiro relevante, no longo prazo, às instituições gestoras de planos de previdência.

Esta dissertação é composta de seis capítulos. Esta introdução é seguida de um capítulo em que são apresentados alguns antecedentes em relação à evolução da mortalidade em todo o mundo, no Brasil e no estado de São Paulo, além de uma discussão sobre as principais metodologias de projeção da mortalidade utilizadas atualmente. No capítulo três são apresentados os dados a serem utilizados no trabalho e no capítulo quatro é apresentada a metodologia utilizada na projeção da mortalidade, além de suas limitações e algumas variações da mesma. No quinto capítulo são apresentadas as projeções realizadas e a aplicação desses resultados aos cálculos atuariais. Por fim, o capítulo seis apresenta as conclusões desta dissertação.

## 2. ANTECEDENTES

Várias etapas da transição epidemiológica podem ser observadas nas diferentes regiões do mundo, dadas as peculiaridades de cada população em que o declínio da mortalidade tem ocorrido (Omran, 1971; Horiuchi, 1997). Enquanto nos países desenvolvidos foi observado um declínio lento e acompanhado pelo desenvolvimento econômico, nos países em desenvolvimento esse processo ocorre de forma acelerada e tardia, e se deve principalmente a tecnologia médica e medidas de saúde pública importada dos primeiros (Omran, 1971; Horiuchi, 1997). Observa-se por isso, populações com diferentes níveis e padrões de mortalidade, de acordo com o seu padrão de causas de óbitos (Edwards & Tuljapurkar, 2005).

Nesse contexto de declínio contínuo e de velocidades diversas, muitas são as técnicas desenvolvidas com o intuito de prever da forma mais robusta possível o caminho futuro a ser seguido pela mortalidade de populações distintas. Isto porque o planejamento econômico desses países é baseado nas tendências esperadas de crescimento populacional, que depende cada vez mais dos níveis de mortalidade experimentados (Tuljapurkar & Boe, 1998; Wilmoth, 1998; 2000).

O propósito deste capítulo é apresentar uma breve discussão a respeito da evolução da mortalidade e dos métodos utilizados para projetá-la, sendo dividido em duas partes: a primeira parte do capítulo se destina a mostrar a trajetória da mortalidade no mundo como um todo, no Brasil e no estado de São Paulo; a segunda trata dos métodos mais utilizados nas projeções da mortalidade atualmente, suas vantagens e limitações.

## **2.1. Evolução da mortalidade**

Muitos aspectos da vida humana mudaram inteiramente desde as sociedades pré-históricas tribais até o mundo atual globalizado. Observou-se uma extensão significativa da vida humana, uma vez que a esperança de vida ao nascer cresceu de aproximadamente 20 anos, entre os primeiros homens, para algo em torno de 80 anos nos países com os níveis mais baixos de mortalidade nos dias atuais (Horiuchi, 1997; Wilmoth, 1998, 2000).

No período pré-industrial, o mundo como um todo apresentava altas taxas de mortalidade, com a presença de picos muito significativos causados por crises como epidemias e fomes (Omran, 1971). Após esse período observou-se um conjunto de mudanças que teve início nos países desenvolvidos e foi gradualmente sendo observado em outras regiões do mundo. Tais mudanças foram denominadas por Omran (1971) como transição epidemiológica, que é descrita como uma mudança nos padrões de mortalidade e morbidade, em que as pandemias de infecções são gradualmente substituídas por doenças degenerativas, que passam a ser as principais doenças e causas de óbitos, e os níveis de mortalidade são reduzidos consideravelmente (Omran, 1971).

Omran (1971) dividiu a transição epidemiológica em três fases:

- Fase das pestes e da fome: mortalidade alta e flutuante, impedindo um crescimento populacional sustentado. Nesse estágio a esperança de vida ao nascer é baixa e variável, vacilando entre 20 e 40 anos.
- Fase de desaparecimento das pandemias: a mortalidade declina progressivamente e a taxa de declínio acelera a medida que os picos causados por epidemias se tornam cada vez menos frequentes. A esperança de vida ao nascer média cresce de aproximadamente 30 anos para algo em torno de 50 anos. O crescimento populacional é sustentado e passa a apresentar um comportamento exponencial.

- Fase das doenças degenerativas: a mortalidade continua a declinar e eventualmente se aproxima da estabilidade em níveis relativamente baixos. A esperança de vida ao nascer cresce gradualmente até exceder os 50 anos. É nesse estágio que a fecundidade se torna o fator crucial do crescimento populacional.

No entanto, de acordo com variações peculiares no padrão, na velocidade, nos determinantes e nas conseqüências da mudança populacional observada, Omran (1971) destacou três modelos básicos de transição epidemiológica: o modelo clássico ou ocidental, que descreve a transição gradual e progressiva de altos para baixos níveis de mortalidade e fecundidade, que acompanhou o processo de modernização na maioria das sociedades européias ocidentais; o modelo acelerado, cujo exemplo mais marcante é a rápida transição da mortalidade que ocorreu no Japão, com o tempo necessário para que se observasse a mudança de fases muito menor que foi necessário aos países europeus; e o modelo contemporâneo ou atrasado, que descreve a transição recente e ainda por terminar da maioria dos países em desenvolvimento, onde medidas de saúde pública foram o componente principal do pacote médico importado que desempenhou um papel decisivo nesse processo (Omran, 1971).

Com relação a essas mudanças do perfil de morbi-mortalidade em todas as populações do mundo, Horiuchi (1997) desenvolveu uma evolução da teoria da transição epidemiológica através da ampliação do conceito dessa transição. Segundo o autor, o aumento da esperança de vida ao nascer de 20 para 80 anos ou mais, apresenta como características subjacentes mudanças no padrão da mortalidade. Esse aumento de esperança de vida pode ser visto como uma seqüência de regimes de mortalidade, cada um com seu perfil distinto de causas de óbito. A transição epidemiológica é definida como uma mudança entre dois regimes de mortalidade, e a transição descrita por Omran (1971) passa a ser considerada como a segunda transição no tempo, entre as cinco transições epidemiológicas da história humana, descritas por Horiuchi (1997).

A primeira transição seria a mudança das causas externas para as doenças infecciosas, causada pela mudança nos principais meios de sobrevivência, de caça e coleta para agricultura. A segunda transição da mortalidade é descrita por Horiuchi (1997) como a redução das doenças infecciosas e o início do predomínio das doenças degenerativas, o que causou um aumento significativo da esperança de vida ao nascer. A terceira transição de Horiuchi (1997) é o estágio caracterizado pela redução da mortalidade por doenças degenerativas, principalmente doenças cardiovasculares, contribuindo para uma melhoria das condições de saúde dos idosos (Horiuchi, 1997).

As três primeiras transições de Horiuchi (1997) já ocorreram em quase todas as regiões do mundo. Mas as duas últimas ainda não foram observadas. Para o autor, uma extensão significativa da vida humana não pode ser atingida somente com a continuação da transição corrente. Novos tipos de transição epidemiológica devem surgir, como é o caso da redução da mortalidade por câncer, que seria a sua quarta transição. Já a quinta transição epidemiológica de Horiuchi (1997) é chamada de desaceleração do envelhecimento. Quando as mortes em idades muito avançadas podem ser consideradas manifestações diretas da senilidade (Horiuchi, 1997). Por fim, Horiuchi (1997) discute a possibilidade de desaceleração ou reversão dessas tendências de declínio na mortalidade, que podem ser causadas por estilos de vida pouco saudáveis, como é o caso das sociedades onde é grande o consumo de cigarro, pela volta da importância de doenças transmissíveis, ou pela grande quantidade de poluição a que o mundo está exposto.

Nesse contexto, as mudanças da mortalidade em todas as regiões do mundo têm sido cada vez mais discutidas, uma vez que essa componente da dinâmica demográfica passa a representar um papel cada vez mais significativo para o crescimento populacional (Caselli & Vallin, 1990). De acordo com Edwards & Tuljapurkar (2005), no início do século XIX, a esperança de vida ao nascer variava entre 25 e 40 anos. A industrialização e o crescimento sem precedentes da renda *per capita* coincidiram com ganhos significativos em  $e_0$ , que alcançou os 70 anos

por volta de 1960 nos países desenvolvidos, e desde então tem crescido em média 0,2 ano por ano calendário, confirmando a tendência descrita tanto por Omran (1971) como por Horiuchi (1997). Tais ganhos significativos em  $e_0$  foram observados não só nos países desenvolvidos, mas em todas as regiões do mundo (Edwards & Tuljapurkar, 2005).

Nas últimas décadas o que se tem observado é o deslocamento do declínio da mortalidade para as idades mais avançadas, com taxas de declínio da mortalidade crescentes nessas idades. Essa tendência já é observada há alguns anos nos países desenvolvidos, porém tal padrão de declínio já começa a aparecer nos países em desenvolvimento (Kannisto et al, 1994; Campos & Rodrigues, 2004). Como consequência desse fenômeno, observa-se uma proporção crescente de idosos nas populações desses países. Em 1992, por exemplo, 46% da população dos Estados Unidos chegava aos 80 anos (Lee & Carter, 1992; Kannisto et al, 1994; Edwards & Tuljapurkar, 2005).

Para Kannisto et al (1994), esse declínio deve continuar ainda por algum tempo, uma vez que as taxas de melhoria da mortalidade nas idades avançadas aceleraram ao longo do século XX e, particularmente, desde 1950. Além disso, as taxas de declínio da mortalidade, observadas em países que apresentam baixos níveis de mortalidade, têm magnitude comparável às observadas em países de alta mortalidade. Outra razão citada por Kannisto et al (1994) é que as taxas de mortalidade em diferentes países e entre homens e mulheres não têm convergido ao longo do tempo (Kannisto et al, 1994, Wilmoth, 2000). Nesse contexto, discute-se a existência de um limite biológico para a sobrevivência humana, que para Kannisto et al (1994), está longe de ser alcançado, se é que ele existe mesmo.

De acordo com Fries (1980) umas das consequências do declínio histórico da mortalidade dos países desenvolvidos foi a diminuição das mortes chamadas por ele de prematuras, que são as mortes na infância e nas idades adultas jovens, e o aumento do tempo médio de vida, dado pela esperança de vida ao nascer (Fries, 1980). Segundo o autor, essa diminuição leva a uma redução da variabilidade da

idade à morte, uma vez que o tempo de vida máximo não sofreu alterações significativas durante o século XX (Fries, 1980).

A variabilidade da idade à morte pode ser definida como a dispersão da frequência de óbitos por idade ao redor de um valor médio, mediano ou modal da idade à morte dos indivíduos de uma população (Fries, 1980; Edwards & Tuljapurkar, 2005; Gonzaga, 2008; Zhen & Vaupel, 2008). Esse processo ocorreu, nos países desenvolvidos, devido à redução dos óbitos causados por doenças transmissíveis, que atingiu a mortalidade nas idades jovens, principalmente no que diz respeito à mortalidade infantil. Essas mortes foram então deslocadas para as idades adultas e avançadas, causando uma diminuição da dispersão da distribuição dos óbitos por idade, processo que foi denominado compressão da mortalidade, sendo tratado como um argumento a favor da existência de um limite biológico para a sobrevivência humana (Fries, 1980; Edwards & Tuljapurkar, 2005).

Mas não é possível garantir que esse limite biológico para a longevidade exista realmente, uma vez que a compressão da mortalidade não implica a sua existência, podendo ocorrer enquanto a distribuição dos óbitos sofre um deslocamento para a direita no eixo das idades. Além disso, já se observa, nos países desenvolvidos, uma expansão da mortalidade nas idades avançadas (Zhen & Vaupel, 2008).

De acordo com Zhen & Vaupel (2008), o incremento continuado da esperança de vida durante os últimos 160 anos está muito associado à compressão da mortalidade. Esse fato se deve principalmente à mudança do padrão etário de melhorias da sobrevivência, de acordo com a teoria da transição epidemiológica. Por volta do meio do século XX, as reduções na mortalidade foram consideráveis entre as crianças e adultos em idades reprodutivas, mas modestas entre os idosos. Assim, a compressão da mortalidade ocorreu porque a compressão da mortalidade em idades jovens foi maior que a expansão da mortalidade em idades avançadas, ou seja, a diminuição da variabilidade da idade à morte ocorreu devido à redução da mortalidade em idades jovens (Zhen & Vaupel, 2008).



No entanto, desde os anos 1950, muitos países desenvolvidos têm experimentado reduções na mortalidade devido a doenças degenerativas, o que proporcionou uma diminuição considerável da mortalidade em idades avançadas, dando origem à expansão da mortalidade nessas idades e, conseqüentemente, aumentando a variabilidade da idade à morte. De acordo com Zhen & Vaupel (2008), espera-se que essa expansão seja cada vez maior. Assim, é possível fazer suposições a respeito do que pode acontecer no futuro em relação à expansão da mortalidade, se mais países passarão a experimentar essa expansão, ou se haverá uma outra compressão da mortalidade devido à velocidade de declínio da mortalidade em idades avançadas, que pode não acompanhar o aumento da sobrevivência humana (Zhen & Vaupel, 2008).

### **2.1.1. Características do declínio da mortalidade no Brasil e em São Paulo**

A tendência da mortalidade observada no Brasil se encaixa no modelo descrito por Omran (1971) como modelo contemporâneo ou atrasado, uma vez que o início do declínio efetivo da mortalidade foi observado apenas na década de 1940, resultado da importação de medidas de saúde pública e tecnologia médica. Esse declínio foi responsável por um crescimento populacional significativo entre as décadas de 1940 e 1970, uma vez que durante esse período ainda persistiam altos níveis de fecundidade, cujo declínio só teve início na década de 1970 e permanece até os dias atuais (Carvalho, 2004).

Uma característica marcante do processo de declínio da mortalidade no Brasil é a sua velocidade em relação aos países desenvolvidos, cujo declínio da mortalidade já era observado durante o século XIX (Horiuchi, 1997; Edwards & Tuljapurkar, 2005). O ritmo de declínio observado aqui foi mais acelerado do que naqueles países, sendo registrado um aumento da esperança de vida ao nascer de 20 anos entre as décadas de 1940 e 1980 (Carvalho, 2004; Prata, 1992). Já nos países desenvolvidos, dados históricos disponíveis indicam que durante o século XVIII a

esperança de vida variava entre 25 e 40 anos e apenas na metade do século XX esse valor, para os países europeus combinados, era próximo de 65 anos (Horiuchi, 1997). Observou-se no Brasil um declínio da Taxa Bruta de Mortalidade de 18/1000 para algo entre 6/1000 e 8/1000, entre 1940 e 1980. Além da mortalidade infantil, que decresceu de 160/1000, em 1940, para 85/1000 em 1980, e 24/1000 em 2005 (Prata, 1992; Schramm, 2004; Brasil, 2005).

Ao estudar o perfil de causas de óbitos durante do século XX, nota-se que o Brasil passou por um processo parecido com o europeu, com a diminuição da importância das doenças infecciosas como causas de óbito, deixando de ser responsáveis por 46% dos óbitos, como eram em 1930, para responder por aproximadamente 23,5% em 1998 (Prata, 1992; Schramm, 2004). Concomitantemente, houve um aumento da importância das doenças não transmissíveis como causas de óbito. Em 1985, as principais causas de óbitos registradas foram as doenças do aparelho circulatório, neoplasias e causas externas.

No entanto, as etapas da segunda transição epidemiológica, descrita por Horiuchi (1997), não ocorreram no Brasil exatamente como nos países desenvolvidos (Prata, 1992; Schramm, 1998). Embora o controle das doenças infecciosas tenha sido considerável, diminuindo a mortalidade infantil e nas idades jovens de forma significativa, essas doenças ainda são responsáveis por uma parcela considerável da mortalidade brasileira. Ao mesmo tempo, já é possível perceber o declínio da mortalidade em idades avançadas, com aumento da esperança de vida livre de incapacidades (Camargos et al, 2006), ou seja, apesar de já ter ingressado na fase de predomínio das doenças degenerativas, a população brasileira ainda experimenta alta mortalidade por doenças infecciosas, o que se deve principalmente às grandes desigualdades observadas dentro do território brasileiro. Enquanto algumas regiões estão em uma fase avançada da transição epidemiológica, outras ainda se encontram no início da mesma (Prata, 1992; Wood & Carvalho, 1994; Schramm, 2004).

Esse padrão mostra que ainda há espaço para um declínio significativo da mortalidade da população brasileira. Mas a possibilidade de um grande aumento da esperança de vida, e um crescimento da população nas idades avançadas intensificam a necessidade de analisar se e como a qualidade desses anos adicionais de vida pode ser melhorada (Kannisto et al, 1994). Com base na autopercepção de saúde entre idosos brasileiros, Camargos et al (2006), argumentam que as condições de saúde dos mesmos ainda são consideravelmente ruins, e que políticas de promoção de saúde podem melhorar muito a saúde nas idades avançadas, uma vez que essas condições são o resultado do acúmulo de experiências passadas, como a exposição a doenças transmissíveis, que podem aumentar o risco de aparecimento de doenças crônicas em idades avançadas (Costa & Lahey, 2005). Dessa forma, acredita-se que ainda há um longo caminho a ser percorrido com relação às melhorias de saúde, para que as tendências observadas no Brasil possam se igualar às observadas nos países desenvolvidos (Camargo et al, 2006).

Prata (1992) ainda sugere que há a possibilidade de aumento da importância das doenças infecciosas no Brasil, uma vez que doenças como a febre amarela e a malária ainda têm alta prevalência em partes específicas das regiões norte e centro-oeste, além da dengue que ressurgiu no Brasil no final da década de 1980 (Prata, 1992, Schramm, 1998). Se, de fato, isso ocorrer, a tendência histórica observada no Brasil pode se modificar, principalmente onde as desigualdades sociais forem mais relevantes, dado que as doenças infecciosas são mais frequentes em regiões com infra-estrutura mais precária e entre populações mais pobres (Prata, 1992; Wood & Carvalho, 1994).

No estado de São Paulo, as taxas de mortalidade também permaneceram elevadas até a década de 1940. Nesse período as doenças infecciosas eram as principais causas de óbito, respondendo, em 1901, por aproximadamente 45% do total de óbitos da capital do estado. Cinco entre as dez principais causas de óbito observadas no município de São Paulo, nesse ano, eram doenças infecciosas (Buchalla et al, 2003).

No ano de 1940, a esperança de vida ao nascer dos homens paulistas estava em torno de 44,29 anos, enquanto a feminina era de 46,68 anos (Waldvogel et al, 2003). Observou-se então um declínio significativo da mortalidade a partir dos anos 1940, com ganhos consideráveis de esperança de vida ao nascer durante essa década e a seguinte. Tais ganhos se deveram principalmente à adoção de medidas na área de saúde pública e saneamento básico, além da introdução de tratamento a base de antibióticos, que tiveram um impacto positivo sobre as condições de saúde da população nesse período (Waldvogel et al, 2003). A redução da incidência ou até a erradicação de algumas doenças transmissíveis, proporcionada por essas medidas, foi responsável por um declínio sensível da mortalidade infantil, refletindo diretamente na esperança de vida ao nascer, que em 1960 já era de 59,04 para os homens e 63,67 para as mulheres. Isso porque a população infantil é o grupo da população mais sensível às características do meio ambiente, sendo muito favorecida pela redução da mortalidade por doenças infecciosas. Assim, a transferência da morte de uma idade jovem para uma idade mais elevada exerce um papel fundamental no número médio de anos a serem vividos por essa população. (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Wilmoth, 1998, 2000; Waldvogel et al, 2003).

Já no ano de 1960, apenas três entre as dez principais causas de óbito, na capital do estado, eram doenças infecciosas, respondendo por 16% do total de óbitos daquele ano (Buchalla et al, 2003). Entretanto, como a mortalidade por essas causas já havia reduzido significativamente, os ganhos em esperança de vida ao nascer diminuíram durante a década de 1960. Além disso, o rápido crescimento da população não foi acompanhado pelo processo de expansão da infra-estrutura nas cidades, causando uma deterioração das condições de vida, e a inversão da tendência de declínio da mortalidade infantil, que passou a aumentar até o início da década de 1970. A partir daí, medidas governamentais de saúde afetaram diretamente a mortalidade infanto-juvenil, trazendo de volta os ganhos em esperança de vida ao nascer (Ferreira & Castiñeiras, 1998; Waldvogel et al, 2003).

Essa tendência de declínio da mortalidade nas idades jovens continuou durante a década de 1980, favorecendo os ganhos em anos vividos. No entanto, uma característica marcante do processo de declínio da mortalidade do estado de São Paulo é o aumento rápido do diferencial por sexo da mortalidade (Ferreira & Castiñeiras, 1996, 1998; Waldvogel et al, 2003). Durante a década de 1980 a mortalidade adulta apresentou uma tendência diferente do que vinha sendo observado. Enquanto as mulheres obtinham ganhos em esperança de vida em todas as idades, havia um aumento da mortalidade dos homens entre 15 e 39 anos (Waldvogel et al, 2003), devido ao crescimento da mortalidade por causas externas. Acima dos 40 anos observou-se uma relativa estabilidade das taxas de mortalidade masculinas nesse período (Ferreira & Castiñeiras, 1996, 1998; Waldvogel et al, 2003).

Conseqüentemente, em 1991 o diferencial por sexo da mortalidade do estado de São Paulo era muito maior do que o observado em 1940. Os ganhos femininos em anos vividos foram consideravelmente maiores do que os masculinos, resultando em esperanças de vida ao nascer de 64,87 para eles e 73,24 para elas neste ano. Na última década do século XX, observou-se a continuação do crescimento das taxas de mortalidade masculinas entre os 15 e 39 anos. Assim, os ganhos em esperança de vida para os homens foram inferiores aos relativos às mulheres. Enquanto estas obtiveram reduções da mortalidade em praticamente todas as idades, os ganhos em mortalidade infanto-juvenil dos homens foram parcialmente anulados pelo aumento da mortalidade entre os adultos jovens. O diferencial por sexo da mortalidade, que era de aproximadamente 2,39 anos em favor das mulheres em 1940, passou a algo em torno de 8,82 anos no ano 2000 (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Waldvogel et al, 2003).

As diferenças entre homens e mulheres na faixa etária correspondente aos jovens adultos estão associadas principalmente ao aumento das taxa da mortalidade por Aids e por causas externas, que atingiam os homens de forma mais significativa. Além disso, é importante citar a mudança de um quadro de sobremortalidade feminina durante as idades férteis para a masculina. Enquanto a mortalidade

masculina sofria aumentos sistemáticos, devido ao aumento da mortalidade pelas causas citadas, havia uma redução da mortalidade materna, que também contribuiu para a ampliação do diferencial por sexo (Ferreira & Castiñeiras, 1996). Essa tendência da mortalidade de São Paulo foi responsável também por uma mudança no padrão etário da mortalidade dos homens (Ferreira & Castiñeiras, 1998). Vale ressaltar que a mortalidade entre as idades 15 e 24 anos em 1991 era mais elevada do que a observada para esses grupos etários em 1940, o que causou uma distorção do padrão etário da mortalidade masculina de São Paulo (Ferreira e Castiñeiras, 1996).

No ano 2000, as doenças infecciosas já desempenhavam um papel muito menos significativo entre as causas de óbito, em São Paulo. As mesmas respondiam por menos de 10% do total de óbitos e apenas a pneumonia estava entre as dez principais causas de óbito (Buchalla et al, 2003). Comparando o Brasil com os demais países do mundo, no final do século XX, observa-se a sua posição intermediária em termos da transição epidemiológica (Ferreira & Castiñeiras, 1996), ou seja, apesar de as principais causas de óbitos já serem as doenças crônicas, ainda há uma parcela significativa de óbitos devidos a doenças infecciosas (de acordo com Schramm et al (2004), em 1998, 23,5% dos óbitos ainda se deviam às doenças infecciosas/parasitárias/maternas/perinatais/nutricionais). O estado de São Paulo, por sua vez, se aproxima mais das características dos países de mortalidade baixa, onde a maioria dos óbitos se deve a neoplasmas, doenças do aparelho circulatório e às causas externas (Ferreira & Castiñeiras, 1996).

Nesse sentido, cabe ressaltar a importância dos óbitos por doenças crônicas, que atingem principalmente a parcela da população de idade mais avançada. Durante as décadas de 1980 e 1990 verificou-se, em São Paulo, uma redução das taxas de mortalidade nessas idades, assim como tem sido observado nos países desenvolvidos, onde, segundo Kannisto et al (1994), foram observadas taxas de melhoria da mortalidade significativas acima dos 80 anos, no período de 1960 a 1980. Além disso, estudiosos defendem que tem havido uma aceleração dessas

taxas de melhoria durante as últimas décadas (Kannisto et al 1994; Wilmoth, 1998, 2000, Vaupel, 2001), o que leva a crer que a mortalidade dos idosos paulistanos ainda pode experimentar um declínio considerável, dando origem a ganhos em esperança de vida ao nascer.

De acordo com Campos & Rodrigues (2004), a taxa de mortalidade da população entre 60 e 89 anos do estado de São Paulo apresentou uma redução significativa durante as décadas de 1980 e 1990. A taxa média anual de redução nas taxas de mortalidade dos homens idosos foi de aproximadamente 2,1% ao ano. Para as mulheres essa taxa ficou em torno de 2,8% ao ano (Campos & Rodrigues, 2004). As reduções da mortalidade de idosos paulistas foram crescentes até a metade do período 1980-2000, para apresentarem uma desaceleração a partir daí, tanto para homens como para mulheres. As mesmas experimentaram reduções mais elevadas que os homens em todo o período. O que significa que não tem havido convergência entre as taxas de mortalidade masculinas e femininas, na população do estado de São Paulo (Campos & Rodrigues, 2004).

A análise de Campos & Rodrigues (2004) dos grupos etários quinquenais entre 60 e 89 anos, mostra que a menor redução da mortalidade foi experimentada pelo grupo 65-69 anos, para ambos os sexos. E a faixa etária 80-84 anos foi a que apresentou reduções mais expressivas, tanto para homens como para mulheres. Com base nessas evidências, os autores concordam com Kannisto et al (1994) no que diz respeito ao possível limite biológico da longevidade. Para os mesmos esse limite não está próximo de ser alcançado (Campos & Rodrigues, 2004).

O processo de transição da mortalidade de São Paulo tem se caracterizado, nas últimas décadas, por retrocessos a níveis e peculiaridades da mortalidade do passado. Isso se deve principalmente ao surgimento de novas doenças, ao reaparecimento de outras e a variações das tendências de algumas doenças crônicas, e torna necessário um estudo detalhado a respeito dos caminhos a serem seguidos futuramente por essa variável. Uma doença que merece atenção especial é a Aids, cuja epidemia se espalhou rapidamente a partir da década de 1980 e contribuiu para o aumento da mortalidade de adultos jovens (Giraldelli,

1992), além das mortes violentas que crescem de forma acelerada e atingem esse mesmo grupo (Gawryszewski & Jorge, 2000). Apesar desse ser um fenômeno mundial, a intensidade com que os níveis de mortalidade por essas causas aumentaram nas últimas décadas do século XX é muito mais elevada no estado de São Paulo, principalmente no município de São Paulo, em que a taxa de mortalidade devido a causas externas foi de 92,1/100.000 habitantes no ano de 1999 (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Gawryszewski & Jorge, 2000).

No entanto, é importante salientar uma característica relevante das mudanças relacionadas à mortalidade do município de São Paulo. Já é possível observar, no final do século XX e início do século XXI, um deslocamento da mortalidade para idades mais avançadas, juntamente a uma diminuição da variabilidade da idade à morte, fenômeno conhecido como compressão da mortalidade (Gonzaga, 2008). Essa tendência é observada mais claramente na mortalidade feminina do que na masculina, justamente devido aos ainda altos níveis da mortalidade em idades jovens adultas. Isto se deve à menor exposição aos riscos das mulheres, cuja curva de distribuição de óbitos está sofrendo um processo de deslocamento mais acentuado em direção às idades mais avançadas (Gonzaga, 2008). Além disso, já é possível notar uma redução da mortalidade por causas violentas, tendendo a haver uma diminuição do diferencial por sexo da mortalidade do estado de São Paulo (Seade, 2006).

Vale lembrar que todas essas tendências podem influenciar as projeções da mortalidade dessa população, uma vez que, de acordo com Girosi e King (2007), o modelo Lee-Carter não se ajusta bem à mortalidade de populações com altos níveis de mortalidade em idades jovens adultas, que provocam uma distorção do padrão de mortalidade projetado. Nas projeções de mortalidade já realizadas para o estado de São Paulo, Waldvogel et al (2003) incorporam as tendências relacionadas às diferentes causas de óbito. Isto porque a operacionalização das mesmas foi realizada com base em pressupostos sobre as mudanças futuras da esperança de vida ao nascer e probabilidades de sobrevivência, coerentes com a composição das causas de morte da população paulista. De acordo com essas



projeções, a esperança de vida das mulheres paulistas em 2025 será 80,38 anos, enquanto a masculina será 72,25 anos (Waldvogel et al 2003). Alguns estudos sobre métodos de projeção da mortalidade serão descritos abaixo, com o intuito de mostrar a importância da utilização do método Lee-Carter em projeções de mortalidade.

## **2.2. Projeção da mortalidade**

Dentre as várias formas de projetar a mortalidade, o que mais se utiliza são os métodos determinísticos, como é o caso dos métodos mais utilizados por órgãos como as Nações Unidas e o Centro Latino-Americano de Demografia (CELADE) (Fígoli, 1998). Em ambos os casos, a esperança de vida é projetada de acordo com um modelo, ou seguindo uma trajetória preestabelecida e, em seguida, utiliza-se um sistema de tábuas de vida modelo para que sejam obtidas informações detalhadas por idade. Além disso, utiliza-se o pressuposto de que a mortalidade de todas as populações convergirá para tábuas de mortalidade com uma esperança de vida preestabelecida (Fígoli, 1998).

Apesar da utilização de métodos como este ser muito comum é importante atentar para algumas de suas limitações. A projeção da esperança de vida, por exemplo, parece não ser a forma mais adequada de projetar a mortalidade, uma vez que esta medida não reflete exatamente os efeitos da queda da mortalidade, devido à diferença dos ganhos em anos de vida de cada grupo etário. Além disso, há a possibilidade de erros no estabelecimento de metas para a esperança de vida, uma vez que esse processo é arbitrário (Fígoli, 1998).

Para as projeções do *Social Security Administration* dos Estados Unidos (SSA) são utilizados como ingredientes principais, a análise das taxas de mortalidade por causa de óbito, a opinião de especialistas para uma avaliação das tendências futuras por causa de óbito, e um conjunto estimado de taxas de declínio de longo prazo. A incerteza é incorporada através da construção de três cenários: alta

mortalidade, intermediário e baixa mortalidade, como também é feito pelas Nações Unidas. Mas, nesse caso, há um problema associado à complexidade da mensuração de incidência, duração e severidade das doenças crônicas, que pode prejudicar as projeções (Tuljapurkar & Boe, 1998).

Muitas projeções utilizam também a opinião de especialistas e análises de tendências para prever as mudanças no padrão de óbitos por causas diferentes (Lee, 1998; Tuljapurkar & Boe, 1998). Mas inferir sobre ganhos de esperança de vida ao nascer devido à diminuição ou eliminação de uma causa de óbito é uma tarefa complexa, dado que essas causas podem ou não ser consideradas independentes, além da importância do padrão etário da mortalidade geral para esses ganhos (Tuljapurkar & Boe, 1998). Além disso, Alho & Spencer (1990, citado por Lee, 1998) encontraram que as projeções do *Social Security Administration*, que utilizam a opinião de especialistas, têm subestimado sistematicamente o declínio da mortalidade (Lee, 1998).

No Brasil, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) é responsável por realizar as projeções oficiais de população. As projeções de mortalidade realizadas pelo IBGE são determinísticas e utilizam a interpolação entre a tábua de mortalidade do último ano do período tomado como base e uma tábua limite, para obter as taxas de mortalidade por idade. Na revisão de 2004 da projeção da população brasileira, o IBGE, juntamente ao CELADE, utilizou as tábuas limite propostas pelo Bureau do Censo Norte Americano, para interpolar as esperanças de vida ao nascer entre 2000 e 2100, ano ao qual se referem as tábuas limite utilizadas. De acordo com estas tábuas a vida média feminina será de 87,2 anos e a dos homens será de 81,6 anos em 2100. Após interpolar a esperança de vida ao nascer, durante o período de projeção, foram estimadas também as tábuas de mortalidade para os anos posteriores a 2000, através da interpolação dos logaritmos das taxas específicas de mortalidade entre 2000 e 2100, respeitando as esperanças de vida projetadas para cada ano múltiplo de cinco durante o período de projeção (IBGE, 2004).

A realização das projeções oficiais da mortalidade do estado de São Paulo é de responsabilidade da Fundação Seade, que utiliza o método já descrito, adotado pelas Nações Unidas, levando em consideração as mudanças no padrão de causas de óbito, uma vez que as causas externas e a Aids desempenham um papel muito relevante na mortalidade de jovens adultos paulistas, principalmente entre os homens (Giraldelli, 1992; Ferreira & Castiñeiras, 1996, 1998; Waldvogel et al, 2003; Seade, 2006).

No entanto, uma importante característica das projeções vem ganhando destaque. Torna-se cada vez mais relevante a análise explícita da incerteza associada à construção e apresentação das projeções tanto da mortalidade, quanto de populações (Lee & Carter, 1992; Lee & Tuljapurkar, 1994; Ahlburg, 1998; Lee, 1998, 2004; Lutz et al, 1998; Keilman et al, 2002; Haberman & Russolilo, 2005; Koissi et al, 2006; Haberman & Renshaw, 2008). Essa necessidade já é reconhecida e incorporada às projeções determinísticas por meio da construção de cenários. Contudo, esta forma de medir a incerteza de uma projeção apresenta alguns problemas (Ahlburg & Lutz, 1998; Lee, 1998; Lutz et al, 1998). O primeiro deles se deve ao fato de que, na maioria dos casos, não é possível mensurar a probabilidade de que o intervalo dado pelos valores alto e baixo conterá a variável de interesse. Em segundo lugar, a construção dos cenários a serem utilizados pode apresentar problemas de consistência. Um exemplo é a projeção de populações, em que é necessário combinar projeções de fecundidade, mortalidade e migração para a construção dos diferentes cenários. Essa combinação pode ser ambígua, tornando muito difícil a interpretação da incerteza relacionada aos cenários (Lee, 1998; Tuljapurkar & Boe, 1998).

Ao trabalhar também com o potencial de crescimento de uma população, combinam-se altos níveis de fecundidade e migração e baixos níveis de mortalidade. Mas essas suposições levam a uma possibilidade de variação muito pequena para a razão de dependência da população em questão. Isto porque, enquanto a fecundidade reduz a razão, a mortalidade tende a aumentá-la. Neste caso, a construção dos cenários deveria considerar altos níveis de mortalidade e

fecundidade juntamente, o que deixa pouco espaço de variação para o tamanho populacional (Ahlburg, 1998; Lee, 1998).

Uma terceira inconsistência gerada pelas projeções baseadas em cenários se encontra na indicação da incerteza. Se os limites, superior e inferior, se destinam a descrever os caminhos relacionados ao tamanho populacional, então não será possível considerar esse mesmo intervalo para a fecundidade, visto que muitas trajetórias diferentes da fecundidade podem levar a um mesmo tamanho populacional. E, considerando que os cenários dispõem de apenas três trajetórias possíveis para a fecundidade, a mortalidade e a migração, a infinita riqueza de possibilidades fica ignorada por essa abordagem. Além disso, não há a possibilidade de classificar as trajetórias como alta ou baixa, já que, no mundo real, as taxas demográficas podem flutuar ou reverter tendências. Assim, formas pré-fixadas para as trajetórias negam a realidade (Lee, 1998).

Além de atentar para a forma de medir a incerteza de uma projeção, é essencial conhecer as possíveis fontes de incerteza associadas a essa projeção. Um exemplo é a possibilidade de inovação, dada pelas variações imprevisíveis das taxas demográficas ao longo do tempo, ou seja, a principal fonte de incerteza das projeções está relacionada ao futuro incerto das taxas vitais (Lee, 1998). Outra possível fonte de incerteza é a qualidade dos dados utilizados, que estão sempre sujeitos a erros de enumeração, principalmente se esses dados não se referem a períodos recentes, em que essa qualidade já é consideravelmente mais elevada. Nesse caso, cabe ao analista decidir a melhor forma de incorporar tais dados à projeção (Lee, 1998; Li et al, 2004).

Uma fonte relevante de incerteza está na escolha do modelo a ser utilizado, que pode ser influenciada pelo conhecimento do analista. Geralmente os modelos de projeção são aplicados desconsiderando possíveis respostas relacionadas aos resultados das projeções, como é o caso de respostas de políticas públicas ao envelhecimento populacional. As mudanças provocadas por políticas públicas podem afetar diretamente a evolução da população projetada, o que pode ser considerado como imprevisível ou como parte da tendência histórica observada

(Lee, 1998). Além disso, é importante considerar a incerteza implícita na estimação dos parâmetros do modelo escolhido, que podem influenciar os resultados da projeção. Mas há casos em que é possível quantificar essa incerteza e inserir esse resultado na projeção realizada (Lee, 1998). Outra fonte relevante de incerteza são as mudanças estruturais na sociedade de interesse e as catástrofes, que significam mudanças drásticas que alteram as tendências observadas e ainda não podem ser preditas por projeções (Lee, 1998).

Neste contexto de desenvolvimento das técnicas de análise da incerteza associada às projeções, foram desenvolvidas algumas formas de realizar projeções probabilísticas tanto do tamanho populacional, como das componentes da dinâmica demográfica. Um exemplo é a análise de projeções realizadas no passado, com o intuito de quantificar a incerteza dessas projeções *ex post* e tomar como base essa incerteza para a realização de novas projeções; outra possibilidade de análise de projeções é tomar como base a incerteza de séries temporais demográficas passadas; além disso, é possível utilizar a opinião de especialistas com relação às possibilidades de resultados futuros (Lutz et al, 1998); e a realização de projeções estocásticas, em que a matriz de projeção é composta por variáveis aleatórias, e a projeção central e seu intervalo são dados por meio de simulações. Na realização de projeções populacionais, de quantidades ou de taxas relacionadas, ainda é possível combinar essas diferentes abordagens para produzir projeções mais acuradas (Lee, 1998).

Com o intuito de projetar a mortalidade de países desenvolvidos, Lee & Carter (1992) desenvolveram um método estocástico de projeção de mortalidade que incorpora a incerteza de forma explícita e será descrito no capítulo 4 desta dissertação. Desde a sua apresentação, o Lee-Carter tem gradualmente ganhado aceitação e é utilizado pelo Bureau do Censo Norte Americano, pelo Japão e Nações Unidas (Lee, 2004). Tuljapurkar et al (2000, citado por Lee, 2004) aplicaram o método para os países do G7 e observaram que, para os Estados Unidos, os ganhos de esperança de vida projetados para 2050 eram de 2 a 4 anos maiores do que as projeções oficiais, e para o Japão, 8 ou 9 anos maiores. Li et al

(2004) estenderam o método para aplicá-lo a países com dados de mortalidade disponíveis para apenas alguns pontos no tempo e intervalos irregularmente espaçados, e observaram que boas projeções podem ser obtidas através dessa abordagem. Li & Lee (2005) desenvolveram uma extensão do método para projetar a mortalidade de regiões, levando em consideração as tendências observadas no grupo ao qual essas regiões pertencem, considerando a possibilidade de convergência das tendências observadas nas diversas regiões do mundo. Lee & Miller (2001) investigaram hipoteticamente como o método teria se saído se tivesse sido aplicado em anos mais recentes. Os mesmos encontraram que os erros de projeção teriam sido bem descritos pelas distribuições de probabilidade geradas pelo método e que projeções de longo prazo tendem a subestimar os ganhos futuros de esperança de vida, nos Estados Unidos e em vários outros países (Lee, 2004).

Fígoli (1998) aplicou o método Lee-Carter para o Brasil, tendo como período de ajuste os anos de 1950 a 1990. As taxas centrais de mortalidade utilizadas para este ajuste foram obtidas das tábuas de mortalidade abreviadas: Brasil 1950-2025, publicadas pelo CELADE em 1994. A utilização dessas taxas é justificada pela precariedade dos registros de óbito no Brasil até a segunda metade do século XX, quando as estatísticas vitais começaram a ser coletadas nos cartórios e publicadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os valores de  $k_t$  estimados pela autora mostram um declínio praticamente linear da mortalidade durante o período observado (Fígoli, 1998). O ajuste do modelo por Fígoli (1998) deu origem a taxas centrais de mortalidades próximas das taxas estimadas pelo CELADE e os valores projetados de esperança de vida ao nascer também são próximos dos publicados pelo IBGE após a publicação do trabalho. Um exemplo é o ano 2000. A esperança de vida feminina projetada por Fígoli (1998) para o quinquênio de 2000-04 foi de 64,5 anos para o sexo masculino e 71,5 anos para o sexo feminino, enquanto os valores publicados pelo IBGE, para a população brasileira no ano 2000, foram de 66,7 e 74,4 para homens e mulheres, respectivamente (IBGE, 2000).

Neste contexto, as projeções realizadas nesta dissertação podem contribuir para a discussão a respeito da utilização de métodos estocásticos de projeção da mortalidade em países em desenvolvimento. Mesmo utilizando apenas o município de São Paulo, este trabalho possibilita a avaliação da performance do modelo Lee-Carter, ao projetar a mortalidade da população de um país em desenvolvimento.

Um exemplo da maior eficácia da projeção da mortalidade através de métodos estocásticos é a comparação realizada por Lee & Miller (2001), de projeções realizadas pelo Social Security Administration (SSA) dos Estados Unidos, que utilizam a construção de cenários para medir a incerteza da projeção, com projeções realizadas utilizando o método estocástico Lee-Carter (1992) de projeção de mortalidade. Os autores projetaram a esperança de vida ao nascer do ano de 1998 com base em diferentes períodos observados, obtendo 78 estimativas de  $e_0$  para o ano de 1998, cada uma com o seu intervalo de confiança probabilístico. Ao comparar suas projeções e as projeções médias do SSA com o valor observado em 1998, os autores observaram que as projeções oficiais foram sistematicamente muito baixas, ficando até 12 anos abaixo do valor real (Lee & Miller, 2001).

As estimativas do SSA foram fortemente afetadas pelos ganhos modestos em  $e_0$  durante a década de 1960 e aos ganhos rápidos observados na década seguinte, e essas tendências foram refletidas nas projeções. Já as estimativas produzidas pelo Lee-Carter não foram tão afetadas, uma vez que o método responde modestamente a essas flutuações devido aos pequenos efeitos que as mesmas exercem sobre a tendência do século. Embora as projeções realizadas por meio do modelo Lee-Carter também dêem origem a valores médios mais baixos que os valores observados de  $e_0$ , a performance do método é muito melhor, uma vez que a sua estimativa média esteve mais próxima do valor real na maior parte do tempo. O valor real de  $e_0$  foi também mais elevado que o valor máximo da projeção do SSA em quase todas as suas projeções (Lee & Miller, 2001).

Girosi & King (2007), avaliaram a qualidade das projeções realizadas através do método Lee-Carter, e mostraram que o método tem algumas limitações. De acordo com os autores, a estimação do modelo Lee-Carter é um caso especial de análise de componentes principais, em que apenas uma componente principal é utilizada. Sendo assim a aplicação do método só é adequada a dados cuja maior parte da variabilidade pode ser explicada pela primeira componente principal, como é o caso de óbitos por todas as causas de vários países desenvolvidos, testados pelos autores. A mortalidade por algumas causas de óbito, como as causas externas, não é bem projetada pelo método, uma vez que a porcentagem da variância explicada pela primeira componente é muito pequena. Por isso, Girosi & King (2007) aconselham que a aplicação e interpretação dos resultados do Lee-Carter sejam realizadas com cuidado, pois essa aplicação nem sempre será possível. Outra característica importante do Lee-Carter, discutida por Girosi & King (2007) é a perda de suavidade do perfil etário da mortalidade projetada, uma vez que o parâmetro variável no tempo do modelo ( $k_t$ ), é uma função monotônica. De acordo com os autores, essa perda sempre irá acontecer, independente dos dados utilizados e do padrão da mortalidade tomado como base. Girosi & King (2007) mostram que as projeções são suaves até certo ponto no período de projeção, mas em um ano desse período perdem a suavidade e, a partir daí mantêm essa característica até o fim do horizonte da projeção (Girosi & King, 2007).

Essas características do método Lee-Carter são relevantes, e podem influenciar as projeções da mortalidade do município de São Paulo de forma significativa, uma vez que as taxas de mortalidade por causas externas são muito elevadas na população masculina do município, como será mostrado abaixo. Os dados utilizados para a realização dessa projeção e as tendências observadas durante o período de ajuste do modelo são apresentadas no capítulo seguinte.



### 3. DADOS

Para a projeção da mortalidade de uma determinada população, é de extrema relevância conhecer a tendência passada dessa variável. Uma das principais características do método Lee-Carter de projeção da mortalidade é tomar como base uma série longa de taxas de mortalidade para que seja possível extrapolar esta tendência e construir projeções (Lee & Carter, 1992).

Com o intuito de obter o melhor ajuste do método utilizado nesta dissertação, a saber, o Lee-Carter com adaptações propostas por Lee & Miller (2001), optou-se por trabalhar com o município de São Paulo. Esta escolha pode ser justificada pelo conhecimento aprofundado que se tem a respeito da mortalidade da população do estado de São Paulo (Altmann, 1982; Ferreira & Castiñeiras, 1996, 1998; Waldvogel et al, 2003), além das suas características socioeconômicas, que o aproximam dos países desenvolvidos, que já se encontram em fases avançadas da transição epidemiológica, mostrando os possíveis caminhos futuros da mortalidade do município (Ferreira & Castiñeiras, 1996, 1998). Outro motivo para a escolha de São Paulo é a disponibilidade de uma longa série de dados de óbito e população, que não foram encontradas em nenhuma outra região do Brasil.

As tendências da mortalidade de São Paulo vêm sendo discutidas com muita frequência pela comunidade acadêmica, fazendo com que haja uma grande variedade de estudos já realizados sobre a mortalidade no município (Berquó & Gonçalves, 1974; Altmann, 1982; Gawryszewski & Jorge, 2000; Buchalla et al, 2003; Waldvogel et al, 2003). Sabe-se, por exemplo, que São Paulo apresenta uma das maiores esperanças de vida ao nascer do Brasil (IBGE, 2005) e que a mortalidade masculina em idades jovens sofreu um aumento significativo nas duas últimas décadas do século XX, mas tem experimentado declínios relevantes desde o início deste século (Waldvogel et al, 2003, Seade, 2006). Tal conhecimento proporciona a realização das projeções de mortalidade por um período muito extenso, com uma maior segurança. Isto porque, como o método Lee-Carter é extrapolativo, faz-se necessário conhecer a fundo o padrão da mortalidade da

população de interesse, a fim de analisar satisfatoriamente as tendências projetadas para o futuro.

Além do conhecimento aprofundado a respeito das tendências de mortalidade de São Paulo, sabe-se também que esse estado apresenta registros de eventos vitais de ótima qualidade (nascimentos, casamentos e óbitos). Já no início da década de 1970 o estado possuía uma cobertura maior que 90% desses eventos (Altmann, 1982). Essa qualidade é assegurada pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação SEADE), instituição pública ligada à Secretaria de Economia e Planejamento do Governo do Estado de São Paulo, que tem uma história de produção de estatística, iniciada em 1892. Seus registros demográficos históricos foram construídos através de um trabalho de recuperação de dados demográficos que se encontravam em Anuários Estatísticos, Mapas Estatísticos, Microfilmes, Microfichas e Arquivos Magnéticos, gerando séries históricas municipais das estatísticas do registro civil, desde a data de criação de cada município paulista (SEADE, 2008a).

A partir de 1978, a fundação passou a ser a responsável pela coleta de dados, codificação, processamento e divulgação de informações sobre casamentos, nascidos vivos, nascidos mortos, óbitos e causas de morte referentes à população do Estado de São Paulo. Essa pesquisa é realizada mensalmente e cobre todos os municípios do estado. O Sistema de Estatísticas Vitais de São Paulo (SEV) faz parte do Sistema de Estatísticas do Registro Civil, coordenado pelo IBGE, e os Sistemas de Informações sobre Mortalidade - SIM e sobre Nascidos Vivos - Sinasc, coordenados pelo Ministério da Saúde (SEADE, 2008b).

A coleta dos dados relativos aos óbitos é realizada nos Cartórios de Registro Civil por meio de transferência de arquivos informatizados, mapas estatísticos de óbitos e cópias da Declaração de Óbito – DO, impressa pelo Ministério da Saúde e preenchida por um médico. Geralmente, esse documento é levado por um familiar ao Cartório de Registro Civil para efetuar o registro do óbito e possibilitar a realização do sepultamento (SEADE, 2008b).

Os dados disponibilizados pela Fundação SEADE para esta dissertação são o número de óbitos e a população do município de São Paulo, desagregados por sexo e idade, durante o período de 1903 a 2003. Foram disponibilizados óbitos para todos os anos calendários e a população para os anos de Censo. No entanto, esses dados podem apresentar algumas limitações, relacionadas principalmente à cobertura dos registros de óbitos e da população, além dos possíveis erros na declaração de idade (Paes & Albuquerque, 1999; Preston et al, 1999). Uma limitação relevante dos dados do município de São Paulo é o registro de óbitos por ocorrência, como acontecia até o ano de 1969, que passou a ser realizados por residência a partir de 1970 (Berquó & Gonçalves, 1974). Uma descrição mais detalhada desses dados e dos procedimentos adotados a fim de torná-los adequados para a utilização nesta dissertação são apresentados neste capítulo.

### **3.1. População**

A população presente e residente no município de São Paulo, utilizada nesta dissertação, foi enumerada pelos censos demográficos brasileiros, que tiveram seu início em 1872, ano em que ocorreu o primeiro recenseamento nacional no Brasil. Deste ano até 1940, foram realizados novos recenseamentos em 1890, 1900 e 1920. Com a criação do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) em 1936, inaugurou-se a moderna fase censitária no Brasil, caracterizada principalmente pela periodicidade decenal dos censos demográficos. Tem-se por isso, recenseamentos decenais de 1940 até o ano 2000, com exceção do censo de 1990, que foi realizado em 1991 (IBGE, 2009).

A Fundação Seade disponibilizou dados de população do município de São Paulo, referentes aos anos de 1872, 1890, 1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000. No ano de 1872, esta população está desagregada por sexo e grupos etários quinquenais até o grupo de 25-29 anos, e grupos etários decenais de 30 até 100 anos e mais, como é possível observar na TAB. 3.1.1. Em 1890, a população disponível está desagregada apenas por grupos etários iguais aos de

1872, e não por sexo, o que constitui uma razão para que a análise aqui proposta seja realizada a partir de 1920, visto que não houve enumeração da população brasileira em 1910 e a Fundação Seade não possui os dados referentes a 1900, para o município de São Paulo. Se o ano de 1903 fosse escolhido para iniciar a análise, pois é o primeiro ano para o qual há dados de óbito, seria necessário estimar a população dos anos de 1900 e 1910, com base nos recenseamentos de 1890 e 1920. Como a população em 1890 não está desagregada por sexo, seria preciso utilizar algum pressuposto para desagregar esses dados, como por exemplo, as razões de sexo por grupo etário dos anos adjacentes. Nesse caso, as análises realizadas para o período de 1903 e 1920 ficariam dependentes desse pressuposto. Por isso, optou-se por iniciar a análise das tendências de mortalidade do município de São Paulo no ano de 1920, para o qual já há dados de população e óbitos.

A análise de tais tendências foi realizada através da construção uma série de taxas específicas de mortalidade, iniciando em 1920. Para a construção desta série foi necessário definir como a população seria desagregada, visto que a desagregação utilizada pelo IBGE não foi a mesma em todos os censos (TAB. 3.1.1). Optou-se então por desagregar a população por sexo e grupos etários quinquenais, devido à qualidade das informações censitárias, que estão sujeitas a erros, principalmente no que diz respeito à declaração de idade (United Nations, 1983). Um dos erros mais frequentes é a preferência pelos dígitos 0 e 5, ou seja, o arredondamento da idade para números terminados nesses dígitos (Paes & Albuquerque, 1999), que pode ser minimizado através da utilização de grupos etários quinquenais. Além disso, é possível que a magnitude dos erros de má declaração de idade seja mais elevada nas idades avançadas, principalmente no início do século XX. Sendo assim, optou-se por utilizar o grupo etário de 80 anos e mais como grupo etário aberto, a fim de diminuir a magnitude destes erros (Paes & Albuquerque, 1999).

**Tabela 3.1.1: População recenseada do município de São Paulo por grupo etário, segundo sexo, para o período de 1872 a 1960**

Grupo etário	1872		1890	1920		1940		1950		1960	
	Masculino	Feminino	Total	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
0 a 4 anos	1698	1688	6714	35677	34742			124983	121019	240902	232598
5 a 9 anos	2261	1958	6044	34625	34386	134535	131057	99499	97768	208895	201927
10 a 14 anos	1790	1733	5605	36292	39291			98309	105332	163999	173591
15 a 19 anos	1470	1575	5403	34438	36969	140612	148308	100380	108780	151978	166173
20 a 24 anos	1485	1639	5764	29610	27884			122256	125862	177206	189393
25 a 29 anos	1343	1742	5421	25857	22675	129382	138289	118800	120508	176429	185786
30 a 39 anos	2154	2107	10202	40704	34588	107814	104599	171043	171286	309757	310901
40 a 49 anos	1541	1414	7864	25790	24174	72600	69488	124852	122975	196381	198137
50 a 59 anos	967	854	5302	17735	16639	40860	42057	74140	74692	127895	133488
60 a 69 anos	491	472	3652	8451	8487	20085	23338	35553	41215	68530	77571
70 a 79 anos	244	227	467	2470	2844	7666	9742	12115	16179	29782	41047
80 a 89 anos	119	115	171	388	643	1619	2940	3044	5295		
90 a 99 anos	62	70	40	78	127						
100 anos e mais	15	15	16	19	33						
<b>Total</b>	<b>15640</b>	<b>15609</b>	<b>62665</b>	<b>292134</b>	<b>283481</b>	<b>655173</b>	<b>669818</b>	<b>1084974</b>	<b>1110911</b>	<b>1851754</b>	<b>1910612</b>

Fonte: Censos Demográficos Brasileiros (IBGE) - 1872, 1890, 1920, 1940, 1950 e 1960

Com o intuito de uniformizar os dados de população, para obter grupos etários quinquenais durante todo o período de análise, foi necessário então desagregar grupos etários decenais em alguns anos, através do método de interpolação osculatória Karup-King<sup>1</sup> (Siegel & Swanson, 2004). Isto porque em 1920, 1950 e 1960, tem-se a população desagregada por sexo e grupos etários quinquenais apenas até os 25 anos e, a partir daí, em grupos etários decenais (TAB. 3.1.1). Já no ano de 1940, a população está desagregada por sexo e todos os grupos etários são decenais. A partir de 1970, a população residente no município de São Paulo, disponibilizada pela Fundação Seade, já se encontra desagregada por sexo e grupos etários quinquenais. Vale ressaltar que a utilização do método de interpolação osculatória para desagregar os grupos etários decenais também contribui para a diminuição dos erros de declaração de idade, tornando os dados utilizados neste trabalho mais confiáveis (Siegel & Swanson, 2004). A TAB. 3.1.2

<sup>1</sup> A interpolação osculatória é uma interpolação polinomial expressa em termos de coeficientes ou multiplicadores já tabelados. Essa metodologia é aplicada na desagregação de grupos etários, como é o caso da subdivisão de grupos etários agregados de cinco em cinco anos em idade simples, ou a divisão de grupos etários decenais em grupos etários quinquenais, como foi realizado neste trabalho (Siegel & Swanson, 2004).

mostra a população do município de São Paulo nos anos de 1920, 1940, 1950 e 1960, desagregada em grupos etários quinquenais através do método Karup-King (Siegel & Swanson, 2004).

**Tabela 3.1.2: População desagregada pelo método de interpolação osculatória Karup-King**

Grupos etários quinquenais	1920		1940		1950		1960	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
0 a 4 anos	35677	34742	71304	69460	124983	121019	240902	232598
5 a 9 anos	34625	34386	63231	61597	99499	97768	208895	201927
10 a 14 anos	36292	39291	70628	73702	98309	105332	163999	173591
15 a 19 anos	34438	36969	69984	74606	100380	108780	151978	166173
20 a 24 anos	29610	27884	66741	71876	122256	125862	177206	189393
25 a 29 anos	25857	22675	62641	66413	118800	120508	176429	185786
30 a 34 anos	22207	18943	57456	56600	92784	93355	164707	166516
35 a 39 anos	18497	15645	50358	47999	78259	77931	145050	144385
40 a 44 anos	14331	13209	40485	38653	68482	67525	109557	110157
45 a 49 anos	11459	10965	32115	30835	56370	55450	86824	87980
50 a 54 anos	9951	9300	23712	23913	42651	42456	71938	74279
55 a 59 anos	7784	7339	17148	18144	31489	32236	55957	59209
60 a 64 anos	5180	5106	12117	13689	21653	24265	40769	44563
65 a 69 anos	3271	3381	7968	9649	13900	16950	27761	33008
70 a 74 anos	1733	1902	4987	6146	8089	10335	15824	19830
75 a 79 anos	737	942	2679	3596	4026	5845	8002	11365
80 +	485	803	1619	2940	3044	5295	5956	9851
Total geral	292134	283481	655173	669818	1084974	1110911	1851754	1910612

Fonte dos dados básicos: Fundação Seade (IBGE)

Havia ainda uma diferença em relação ao grupo etário aberto utilizado em cada censo. Em 1872, 1890 e 1920, esse grupo é o de 100 anos e mais. Em 1940 e 1950, é o de 80 anos e mais, e em 1960, há dados de população até os 70 anos e mais (TAB. 3.1.1). O grupo etário aberto em 1970 e 1980 é o de 70 anos e mais (TAB. 3.1.3), e o de 75 anos e mais em 1991 e 2000.

Para os anos em que o grupo etário aberto era superior a 80 anos e mais, a população acima de 80 anos foi agregada em um único grupo etário. Mas ainda restavam os anos em que esse grupo era inferior aos 80 anos. Optou-se então por utilizar a população de 1970, 1980, 1991 e 2000, retirada dos microdados dos

Censos Demográficos Brasileiros<sup>2</sup>, por idade simples, e agregar esses dados em grupos etários quinquenais, até os 80 anos e mais.

Uma possibilidade para a desagregação do grupo etário aberto do ano restante, 1960, seria estimar a população dos grupos etários de interesse por métodos indiretos. Um exemplo é o método das Gerações Extintas, através do qual é possível estimar a população nos grupos etários mais avançados com base nos óbitos ocorridos nos mesmos grupos etários, durante o período em estudo (Gomes & Turra, 2008, 2009). No entanto, ao observar a distribuição da população por grupo etário a partir dos 70 anos, nos censos anteriores e posteriores ao ano de interesse, observou-se que essa distribuição não variou significativamente. Por isso, optou-se por desagregar o último grupo etário observado nesse ano utilizando uma média das proporções de pessoas em cada um desses grupos etários nos anos anteriores e posteriores, resultando em dados de população desagregados até os 80 anos e mais.

O grupo etário de 70 anos e mais, referente ao ano de 1960, foi desagregado antes da aplicação da interpolação osculatória de Karup-King (Siegel & Swanson, 2004). Essa desagregação foi realizada utilizando uma média das proporções de pessoas nos grupos etários de 70 a 79 anos e 80 anos e mais de 1940, 1950 e 1970. As proporções médias obtidas foram de aproximadamente 0,80 e 0,20 para os homens e 0,76 e 0,24 para as mulheres. Após essa desagregação, a população de 1960 foi desagregada novamente em grupos etários quinquenais, utilizando a interpolação osculatória de Karup-King (TAB. 3.1.2), completando a série de dados de população para os anos de 1920, 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000, desagregados por sexo e grupos etários quinquenais.

Com o intuito de trabalhar com os dados mais recentes optou-se ainda por utilizar a população residente no município de São Paulo, obtida através do DATASUS, para o ano de 2005. O DATASUS dispõe da população recenseada pelos Censos

---

<sup>2</sup> Esses são os únicos anos para os quais estão disponíveis microdados dos censos no Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR).

Demográficos e Contagens Populacionais, e estimada para os períodos intermediários, resultando em dados de população para todos os anos entre 1980 e 2005, por grupo etário quinquenal e sexo, até 80 anos e mais (DATASUS, 2008). Os dados referentes ao ano de 2005 correspondem à projeção de população oficial do IBGE, que é fornecida ao Ministério da Saúde, sendo uma fonte confiável de dados de população (DATASUS, 2009).

De posse desses dados, foi possível obter estimativas de população para os anos intercensitários, uma vez que, para melhor ajuste do modelo utilizado neste trabalho, é desejável ter taxas específicas de mortalidade por idade e sexo para todos os anos do período analisado. Essas estimativas foram obtidas considerando o crescimento exponencial da população e interpolando as populações disponíveis através da taxa de crescimento intercensitária. No período entre dois censos consecutivos, foram utilizadas taxas de crescimento anuais médias específicas por grupos etários quinquenais. Realizada esta interpolação, estavam disponíveis dados de população para todos os anos do período de análise.

Contudo, ainda era necessário adequar os dados de óbitos à população para que fosse possível construir uma série de taxas específicas de mortalidade durante todo o período em estudo. Esse processo é descrito adiante.

### **3.2. Óbitos**

Os óbitos referentes ao município de São Paulo também foram disponibilizados pela Fundação Seade, para todos os anos durante o período de 1903 a 2003. Até 1917, no entanto, os óbitos disponíveis encontram-se agregados em grupos etários muito extensos para ambos os sexos, como por exemplo, 20 a 50 anos e 50 anos e mais, o que torna inviável a sua utilização. Sendo assim, tem-se mais uma razão para iniciar a análise no ano de 1920, para o qual os óbitos encontram-se desagregados em idade simples até os 4 anos, em grupos etários quinquenais



entre 5 e 19 anos, e em grupos etários decenais a partir de 20 anos (TAB. 3.2.1 e 3.2.2).

As TAB 3.2.1 e 3.2.2 mostram o número de óbitos por idade e sexo para o período de 1920 a 1923, em que os óbitos estão desagregados desta forma. A partir de 1924 tem-se óbitos, para todos os anos, por idade simples até os 4 anos, e grupos etários quinquenais dos 5 anos em diante. Decidiu-se então trabalhar com óbitos desagregados por sexo e grupos etários quinquenais, e desagregar os grupos etários decenais de 1920 a 1923 através do método de interpolação osculatória Karup-King (Siegel & Swanson, 2004). Feito isso, tem-se óbitos por grupos etários quinquenais e sexo, durante o período de 1920 a 2003.

Os óbitos disponibilizados pela Fundação Seade também apresentavam diferenças em relação ao grupo etário aberto. De 1920 a 1974, os óbitos disponíveis estavam desagregados até o grupo etário de 100 anos em mais. Em 1975 e 1976, esse grupo era o de 85 anos e mais e, a partir daí, o intervalo aberto é o de 80 anos e mais. Como é necessário que os óbitos estejam desagregados igualmente por todo o período analisado, além de apresentarem desagregação igual à da população, optou-se por utilizar os óbitos de todos os anos desagregados até 80 anos e mais.

**Tabela 3.2.1: Óbitos observados e desagregados para os anos de 1920 a 1923, município de São Paulo – Sexo masculino**

Grupo etário	Grupos etários observados				Grupos etários quinquenais	Grupos etários estimados			
	1920	1921	1922	1923		1920	1921	1922	1923
Menores de 1 ano	1845	1941	1997	2045	0 a 4 anos	2910	2952	3096	3399
1 ano	639	659	732	1001	5 a 9 anos	127	133	172	133
2 anos	241	203	225	247	10 a 14 anos	123	102	106	105
3 anos	112	81	88	69	15 a 19 anos	189	204	184	180
4 anos	73	68	54	37	20 a 24 anos	243	277	254	290
5 a 9 anos	127	133	172	133	25 a 29 anos	255	296	269	314
10 a 14 anos	123	102	106	105	30 a 34 anos	211	238	213	250
15 a 19 anos	189	204	184	180	35 a 39 anos	200	224	202	231
20 a 29 anos	498	573	523	604	40 a 44 anos	199	225	208	221
30 a 39 anos	411	462	415	481	45 a 49 anos	208	233	224	231
40 a 49 anos	407	458	431	452	50 a 54 anos	246	265	274	286
50 a 59 anos	487	520	543	568	55 a 59 anos	241	255	269	282
60 a 69 anos	372	377	389	414	60 a 64 anos	204	207	212	226
70 a 79 anos	194	224	265	270	65 a 69 anos	168	170	177	188
80 a 89 anos	46	72	62	72	70 a 74 anos	116	130	152	155
90 a 99 anos	16	10	15	17	75 a 79 anos	78	94	113	115
100 anos e mais	3	3	1	8	80 +	65	85	78	97
<b>Total</b>	<b>5783</b>	<b>6090</b>	<b>6202</b>	<b>6703</b>	<b>Total geral</b>	<b>5783</b>	<b>6090</b>	<b>6202</b>	<b>6703</b>

Fonte: Fundação Seade

**Tabela 3.2.2: Óbitos observados e desagregados para os anos de 1920 a 1923, município de São Paulo – Sexo feminino**

Grupos etários	Grupos etários observados				Grupos etários quinquenais	Grupos etários estimados			
	1920	1921	1922	1923		1920	1921	1922	1923
Menores de 1 ano	1628	1634	1905	1760	0 a 4 anos	2659	2659	2889	3024
1 ano	639	693	664	930	5 a 9 anos	139	127	95	104
2 anos	246	217	206	232	10 a 14 anos	67	74	75	78
3 anos	101	71	71	67	15 a 19 anos	183	228	166	212
4 anos	45	44	43	35	20 a 24 anos	196	234	232	237
5 a 9 anos	139	127	95	104	25 a 29 anos	200	241	245	248
10 a 14 anos	67	74	75	78	30 a 34 anos	153	191	184	202
15 a 19 anos	183	228	166	212	35 a 39 anos	135	166	161	178
20 a 29 anos	396	475	476	485	40 a 44 anos	126	144	154	152
30 a 39 anos	288	357	345	380	45 a 49 anos	126	137	145	147
40 a 49 anos	252	281	299	299	50 a 54 anos	142	147	142	171
50 a 59 anos	281	297	280	339	55 a 59 anos	139	150	138	169
60 a 69 anos	234	306	274	283	60 a 64 anos	124	159	142	148
70 a 79 anos	172	204	204	228	65 a 69 anos	110	147	132	135
80 a 89 anos	69	91	112	114	70 a 74 anos	95	113	110	122
90 a 99 anos	22	25	20	28	75 a 79 anos	77	91	94	106
100 anos e acima	4	12	10	6	80 +	95	128	142	148
Total Geral	4766	5136	5245	5580	Total geral	4766	5136	5245	5580

Fonte: Fundação Seade

Com o intuito de trabalhar com as últimas informações disponíveis, utilizaram-se também os óbitos do Sistema de Informações de Mortalidade - SIM, disponibilizados no sítio do DATASUS (DATASUS, 2008), para os anos de 2004 e 2005. Após incluir esses dados, estavam disponíveis óbitos para todos os anos entre 1920 e 2005. Porém, ainda era necessário avaliá-los com relação a duas características: a invasão de óbitos, caracterizada pelo registro dos óbitos por local de ocorrência e não pelo local de residência; e quanto à cobertura dos registros de óbitos, como será mostrado adiante.

### **3.3. Aplicação de métodos de correção dos registros de óbitos**

#### **3.3.1. Correção da invasão de óbitos**

Uma característica relevante dos registros de óbitos do município de São Paulo é o fenômeno conhecido como invasão de óbitos<sup>3</sup>. Até o final da década de 1960, o

<sup>3</sup> É muito importante agradecer ao pesquisador Carlos Eugênio de Carvalho Ferreira por chamar atenção para a importância da invasão de óbitos na mortalidade do município de São Paulo,

registro dos óbitos no Brasil era realizado por local de ocorrência, e não por local de residência, ou seja, os registros de óbitos apresentavam todos os óbitos ocorridos em determinado município, sendo de residentes ou não (Berquó & Gonçalves, 1974; Laprega & Manco, 1999; Waldvogel & Ferreira, 2003). Como o município de São Paulo pode ser considerado um dos mais desenvolvidos do Brasil, em termos de disponibilidade de serviços de saúde, muitas são as pessoas que se dirigem à cidade para a realização de tratamento médico, podendo vir a falecer no município, inflando o número de óbitos por ocorrência (Berquó & Gonçalves, 1974; Waldvogel & Ferreira, 2003).

Dessa forma, utilizar diretamente os óbitos referentes ao município de São Paulo, durante o período de 1920 a 1969, seria incorreto, uma vez que a mortalidade de uma população é dada pelos óbitos de residentes na região de interesse e sujeitos às condições sanitárias locais (Berquó & Gonçalves, 1974). Além disso, é importante ressaltar que, para calcular as taxas específicas de mortalidade referentes à população do município de São Paulo, o numerador e o denominador devem se referir à mesma população, ou seja, como o denominador da taxa é o total de residentes no município, os óbitos do numerador também devem ser de residentes do município de São Paulo.

Neste contexto, com o intuito de estimar a magnitude da invasão de óbitos no município de São Paulo durante o período de 1929 a 1968, Berquó & Gonçalves (1974) realizaram uma pesquisa detalhada utilizando os atestados de óbitos do Departamento de Arquivo do Estado de São Paulo, onde foram coletados os óbitos de não residentes do município para os anos de 1929, 1930, 1931, 1939, 1940, 1941, 1949, 1950, 1951, 1959, 1960, 1961 e 1968. Com base nesses óbitos e nos óbitos das estatísticas oficiais foi calculada a proporção de óbitos de não residentes no município de São Paulo, possibilitando a correção dos óbitos publicados para a obtenção dos óbitos de residentes em São Paulo. A inclusão do

---

incentivando a correção dos dados de óbitos utilizados nesta dissertação, com relação a esse fenômeno.

ano de 1968 foi justificada pelo fato de ser, na época, o último ano para o qual havia dados disponíveis para coleta (Berquó & Gonçalves, 1974).

Tomando como base a proporção de óbitos de não residentes em São Paulo, nos anos observados, Berquó & Gonçalves (1974) estimaram a proporção de óbitos de não residentes para todos os anos entre 1939 e 1968 e projetou essas proporções até o ano de 1980. No entanto, as proporções estimadas no estudo são referentes a grupos etários muito extensos em relação aos utilizados nesta dissertação. São eles: 0 a 1 ano, 1 a 4 anos, 5 a 14 anos, 15 a 49 anos e 50 anos ou mais.

Uma vez que a utilização destas proporções poderia influenciar o padrão da mortalidade realmente observado entre os residentes do município de São Paulo, optou-se então por utilizar a média de óbitos dos triênios adotados por Berquó & Gonçalves (1974) (1929-30-31, 1939-40-41, 1939-50-51, 1959-60-61) para calcular novas proporções de óbitos de não residentes no município de São Paulo, desagregadas em grupos etários quinquênis<sup>4</sup>, como pode ser observado na TAB. 3.3.1.1. A proporção de óbitos de não residentes também foi calculada para o ano de 1968, uma vez que havia dados disponíveis para este ano. Para os anos intermediários considerou-se uma variação linear dessas proporções em cada grupo etário, dando origem a uma série de proporções de óbitos de não residentes no município de São Paulo, por grupo etário e sexo, para o período de 1929 a 1968. Restava ainda corrigir os óbitos do período entre 1920 e 1928 e para o ano de 1969. Para o período entre 1920 e 1928, considerou-se que as proporções de invasão de óbitos eram as mesmas observadas no ano de 1929. Para o ano de 1969, a tendência linear estimada entre o triênio de 1959-60-61 e 1968 foi extrapolada.

---

<sup>4</sup> Foram disponibilizadas apenas as médias de óbitos para os triênios e para o ano de 1968, desagregadas por sexo e grupos etários quinquênis. Por isso não foi possível calcular as proporções de óbitos de não residentes para todos os anos utilizados por Berquó (1974).

**Tabela 3.3.1.1: Proporção de óbitos de não residentes no município de São Paulo, por grupo etário, segundo sexo e período**

Grupo etário	Sexo feminino					Sexo masculino				
	29-30-31	39-40-41	49-50-51	59-60-61	1968	29-30-31	39-40-41	49-50-51	59-60-61	1968
Menores de 1 ano	0,0020	0,0034	0,0318	0,0222	0,1220	0,0039	0,0059	0,0263	0,0943	0,1082
1 a 4 anos	0,0062	0,0092	0,0427	0,0435	0,2411	0,0084	0,0157	0,0537	0,2020	0,2035
5 a 9 anos	0,0245	0,0189	0,0545	0,0733	0,2932	0,0507	0,0541	0,0916	0,2562	0,2492
10 a 14 anos	0,0453	0,0468	0,1461	0,0669	0,2548	0,0903	0,0913	0,1547	0,2490	0,1969
15 a 19 anos	0,0428	0,0490	0,1036	0,0725	0,2296	0,1254	0,1190	0,1161	0,1965	0,2527
20 a 24 anos	0,0565	0,0689	0,0620	0,0712	0,1742	0,1681	0,1643	0,1101	0,1845	0,2792
25 a 29 anos	0,0510	0,0488	0,1061	0,0479	0,1703	0,1472	0,1500	0,1493	0,1830	0,2129
30 a 34 anos	0,0340	0,0667	0,0796	0,0299	0,1863	0,1250	0,1571	0,1474	0,1269	0,1876
35 a 39 anos	0,0908	0,0590	0,0981	0,0345	0,1770	0,1146	0,1381	0,1720	0,1583	0,1779
40 a 44 anos	0,0388	0,0494	0,0606	0,0228	0,1094	0,1327	0,1298	0,1353	0,1614	0,1633
45 a 49 anos	0,0509	0,0498	0,0847	0,0191	0,1196	0,0953	0,1152	0,1288	0,1274	0,1774
50 a 54 anos	0,0552	0,0351	0,0332	0,0343	0,0616	0,1139	0,0910	0,0804	0,1062	0,1213
55 a 59 anos	0,0160	0,0269	0,0250	0,0184	0,0850	0,1199	0,0936	0,0740	0,0819	0,0993
60 a 64 anos	0,0195	0,0215	0,0303	0,0083	0,0661	0,0767	0,0656	0,0642	0,0783	0,0831
65 a 69 anos	0,0096	0,0139	0,0187	0,0133	0,0437	0,0411	0,0520	0,0423	0,0562	0,0697
70 a 74 anos	0,0091	0,0101	0,0127	0,0043	0,0490	0,0330	0,0314	0,0525	0,0443	0,0511
75 a 79 anos	0,0113	0,0029	0,0099	0,0079	0,0297	0,0249	0,0237	0,0238	0,0301	0,0312
80 anos e acima	0,0038	0,0057	0,0047	0,0058	0,0116	0,0214	0,0080	0,0118	0,0553	0,0292
Total Geral	0,0196	0,0230	0,0413	0,0226	0,0962	0,0564	0,0633	0,0718	0,1071	0,1185

Fonte dos dados básicos: Berquó (1974)

A TAB. 3.3.1.1 mostra as proporções calculadas com base nos óbitos disponibilizados por Berquó & Gonçalves (1974). Observa-se que esses valores são mais elevados nas idades adultas e para o sexo masculino. A utilização dos dados observados sem correção poderia influenciar as projeções realizadas aumentando as taxas de mortalidade masculinas, principalmente em idades adultas e dando origem a um diferencial por sexo da mortalidade diferente do realmente observado. Essas proporções foram então aplicadas aos óbitos observados, dando origem a uma nova série de óbitos de residentes no município de São Paulo, para o período de 1920 a 1969, possibilitando a estimação de taxas de mortalidade para todos os anos durante esse período, sem o efeito de um maior número de óbitos de homens adultos.

A partir de 1970 os óbitos passaram a ser registrados por residência e por ocorrência, não sendo necessário corrigir os óbitos desse período, uma vez que os óbitos disponibilizados pela Fundação Seade se referem as residentes do município de São Paulo. Ainda assim, após corrigir os óbitos observados para o

município de São Paulo, com relação à invasão de óbitos, restava analisar a cobertura dos registros de óbitos do município durante o período de análise. Esta etapa é descrita adiante.

### **3.3.2. Correção do sub-registro de óbitos**

A cobertura tanto dos registros de óbitos, como das contagens populacionais brasileiros vem melhorando consideravelmente nas últimas décadas (Vasconcelos, 2000). No entanto, ainda é necessário atentar para a qualidade das informações utilizadas nesta dissertação, principalmente no que diz respeito aos óbitos. O município de São Paulo é reconhecido por seus bons registros de óbitos, mas mesmo assim, optou-se por avaliar a qualidade dessas informações em todo o período de análise, a fim de corrigir possíveis erros e corroborar os resultados de trabalhos já realizados, que mostram essa qualidade (Altmann, 1982; Vasconcelos, 1998; 2000).

Vários foram os métodos desenvolvidos nas últimas décadas com o intuito de estimar o grau de cobertura dos registros de óbitos. A aplicação desses métodos sugere que, ainda que deficientes, os dados de óbitos podem constituir em referências úteis para a estimação dos níveis e tendências da mortalidade. Esses métodos diferem, entretanto, com relação aos pressupostos, exigências e grau de exatidão (Paes & Albuquerque, 1999).

Os métodos clássicos de correção de subregistro de óbitos são o *Growth Balance* de Brass e o método de Preston & Coale, ambos desenvolvidos com o intuito de corrigir o subregistro de óbitos em idades adultas (United Nations, 1983). Os mesmos são baseados nas suposições de que a população em estudo é estável e fechada, ou com migração líquida muito pequena, e utilizam informação de distribuição etária das mortes e da população (United Nations, 1983). Há ainda vários outros métodos que tentam relaxar o pressuposto de estabilidade assumido pelos métodos citados, entre eles o General Growth Balance, uma reformulação

do Growth Balance original, desenvolvida por Hill (1987), que elimina o pressuposto de população estável e apresenta a vantagem de estimar simultaneamente o grau de cobertura dos registros de óbito e o grau de cobertura relativo de dois censos consecutivos, embora mantenha o pressuposto de população fechada (Hill, 1987; United Nations, 2002). Para a aplicação desse método utilizam-se as distribuições etárias da população de interesse, em dois censos consecutivos, e a distribuição de óbitos por idade do período intercensitário (Hill, 1987).

Os três métodos assumem que o grau de cobertura dos registros de óbito é o mesmo para todas as idades, com exceção da infância, em que o grau de cobertura é diferenciado. É importante ressaltar, por isso, que a adoção deste pressuposto faz com que a correção do subregistro afete apenas o nível da mortalidade, e não a sua estrutura. Há ainda uma diferença dos métodos com relação aos pressupostos adotados por eles, visto que o método de Preston & Coale é mais robusto à desestabilização da população do que o de Brass, mas é mais sensível a erros na declaração de idade (Agostinho & Queiroz, 2008; United Nations, 1983, 2002).

O método Growth Balance de Brass é baseado na equação geral da demografia:

$$P_2 = P_1 + B - D \quad (3.1)$$

Em que  $P_1$  e  $P_2$  denotam o número de pessoas em uma população no início e no final de um período, respectivamente;  $B$  denota o número de nascimentos, e  $D$  o número de óbitos durante esse período (United Nations, 1983; 2002).

Essa equação não se aplica somente à população como um todo, mas também à população de pessoas acima de qualquer idade. Nesse sentido, a fórmula 1 pode ser reescrita como:

$$D(x+) = P_1(x+) + N(x) - P_2(x+) \quad (3.2)$$

Em que  $P_1(x+)$  e  $P_2(x+)$  denotam o número de pessoas acima de  $x$  anos na população, no início e no final do período, respectivamente;  $D(x+)$  é o número de óbitos de pessoas de  $x$  ou mais anos, durante o período; e  $N(x)$  é o número de pessoas atingindo a idade  $x$  durante o mesmo período.

O próximo passo é considerar  $D^*(x+)$  e  $D^c(x+)$ , como o número de óbitos registrados de pessoas de  $x$  anos ou mais e o número de óbitos implícito na distribuição etária do censo, dado pela fórmula 2, respectivamente. Se os óbitos registrados são uma fração  $c$ , constante em todas as idades, dos óbitos reais, e a distribuição etária da população é acurada, haverá uma razão:

$$c(x) = \frac{D^*(x+)}{D^c(x+)} \quad (3.3)$$

idêntica para todos os valores de  $x$ , correspondente à cobertura dos registros de óbitos. Na prática, haverá uma dispersão de valores e essa cobertura pode ser estimada como a mediana dos valores de  $c(x)$ .

A cobertura dos registros de óbitos, dada pelo Growth Balance de Brass, é geralmente obtida rearranjando a equação 3, para se tornar:

$$D^c(x+) = \frac{1}{c} D^*(x+) \quad (3.4)$$

e estimando  $1/c$  como a inclinação da reta ajustada aos pontos  $xy$  dados por  $(D^*(x+), D^c(x+))$ , que passa pela origem. A grande vantagem dessa formulação é a de utilizar apenas a distribuição etária da população em análise e a distribuição correspondente de óbitos. No entanto, a suposição de estabilidade da população geralmente não é apropriada a muitos contextos, devido às mudanças nos níveis de fecundidade e mortalidade, além de níveis relevantes de migração, principalmente quando se trata de um município, como é o caso de São Paulo, que está sujeito a altos níveis de migração (United Nations, 2002).



Já o método de Preston & Coale é baseado na suposição de que, em qualquer população, o número de pessoas em um determinado grupo etário, 25-29 anos, em um tempo  $t$ , será igual ao total de óbitos referentes àquelas pessoas de  $t$ , desde o momento em que as mesmas têm 25 a 29 anos, até a morte do último sobrevivente. Se o número de mortes que ocorrerão após  $t$  pode ser estimado através do número de mortes registrado em um determinado período ou em um ano, a comparação do número registrado de pessoas em um determinado grupo etário com o número estimado de mortes futuras daquele grupo etário deve prover uma estimativa do grau de cobertura dos registros de óbitos. (Manual X das Nações Unidas, 1983).

De acordo com Preston & Coale, se  $N(x)$  é o número de pessoas de idade  $x$  em uma população estável, com taxa de crescimento  $r$ , e  $D(x)$  é o número de mortes a idade  $x$ , então uma estimativa de  $N(x)$ , escrita como  $N'(x)$ , pode ser expressa como:

$$N'(x) = \sum_{a=x}^{\omega} D(a) \exp(r(a-x)) \quad (3.5)$$

Em uma população genuinamente estável, uma taxa de crescimento corretamente especificada, e a população e as mortes corretamente registradas,  $N'(x)$  será igual a  $N(x)$ . Mas, se as mortes são sub-registradas por uma porção fixa, a razão  $N'(x)/N(x)$  será menor que 1. Assim, essa razão é tida como uma estimativa de quão completo é o registro de óbitos em relação à enumeração da população.

No entanto, não é sensato estimar o sub-registro utilizando apenas uma idade ou grupo etário, uma vez que os erros na declaração de idade são comuns, ou até omissão de pessoas em alguns grupos etários. Uma forma melhor de obter esta estimativa é utilizando várias razões  $N'(x)/N(x)$  que consideram diferentes intervalos etários maiores, a fim de escolher o que melhor representa o sub-registro na população em estudo. Um exemplo é utilizar a mediana ou a média de vários valores de  $N'(x)/N(x)$ . Geralmente são utilizados os grupos etários adultos que apresentam valores semelhantes de  $C$  para estimar um valor único.

Os autores sugerem então que sejam estimadas duas séries de relação entre os óbitos registrados e a população, para diferentes valores de  $x$ :  ${}_5N'(x)/{}_5N(x)$  e  $N'(x+)/N(x+)$ . Na realidade, as estimativas obtidas pela primeira série serão erráticas devido à má declaração de idades ou diferenças no sub-registro por idade, por isso utiliza-se a segunda série, que é menos afetada por esses erros.

Além disso, é comum, tanto as estimativas de  $N'(x)$  quanto as de  $N'(x+)$  serem afetadas por violações dos pressupostos nos quais o método é baseado, como a escolha incorreta da taxa de crescimento, o exagero da idade à morte e a não estabilidade da população em estudo. Mas, em se tratando do método de Preston & Coale, é muito difícil distinguir qual pressuposto está sendo violado, uma vez que é possível ter combinações de erros, o que nos obriga apenas a supor as possíveis causas dos desvios observados<sup>5</sup> (United Nations, 1983, Agostinho & Queiroz, 2008).

O General Growth Balance (GGB), por sua vez, considera que a declaração de idade dos óbitos e da população é boa. Neste método, o pressuposto de estabilidade é eliminado pela utilização de taxas de crescimento específicas por idade, e não uma única taxa de crescimento para todas as idades (Hill, 1987; United Nations, 2002). Para aplicar este método, a equação 2 pode ser reescrita como:

$$N(x) - [P_2(x+) - P_1(x+)] = D(x+) \quad (3.6)$$

E cada lado da equação pode ser dividido pelo número de pessoas anos vividos durante o período intercensitário, por pessoas de  $x$  anos e mais, reduzindo a equação 6 a:

$$n(x) - r(x+) = d(x+) \quad (3.7)$$

---

<sup>5</sup> Para maiores detalhes a respeito da operacionalização desses dois métodos, consultar o Manual X das Nações Unidas (United Nations, 1983).

Em que  $n(x)$  é a taxa de entrada na população de  $x$  anos e mais;  $r(x+)$  é a taxa de crescimento dessa população; e  $d(x+)$  é a taxa de mortalidade da população de  $x$  anos e mais (Hill, 1987; United Nations, 2002). Mas essa equação não é imediatamente útil, pois trabalha com as quantidades reais, ao invés das observadas. Para obter as equações adequadas, assume-se que  $k_1$  e  $k_2$  são os graus de cobertura dos dois censos utilizados e  $c$  é o grau de cobertura dos registros de óbito, resultando nas seguintes expressões:

$$P_1(x+) = P_1^*(x+) / k_1 \quad (3.8a)$$

$$P_2(x+) = P_2^*(x+) / k_2 \quad (3.8b)$$

$$D(x+) = D^*(x+) / c \quad (3.8c)$$

Que são substituídas nas equações anteriores, resultando na relação seguinte:

$$n^*(x) - r^*(x+) = a + bd^*(x+) \quad (3.9)$$

E para estimar a cobertura dos registros de óbito e dos censos, ajusta-se uma reta aos pontos  $(n^*(x) - r^*(x+), d^*(x+))$ , em que o intercepto e a inclinação serão as medidas necessárias para obter  $c$ ,  $k_1$  e  $k_2$ . Mais uma vantagem do GGB, é que as estimativas dadas pelo método são válidas para o período intercensitário, pois enquanto o Growth Balance original e o método de Preston & Coale trabalham com os óbitos e a população de um ano apenas, o GGB utiliza a população de dois censos consecutivos e uma média dos óbitos do período intercensitário (United Nations, 2002).

Todos os métodos descritos apresentam limitações em sua aplicação, ou devido à disponibilidade dos dados necessários, ou devido à violação de pressupostos. Sendo assim, uma alternativa para a obtenção dos melhores resultados, já que a literatura não aponta o método mais adequado, é a aplicação de vários métodos

com o intuito de analisar a adequação de todos eles aos dados utilizados (Hill & Choi, 2004; Agostinho & Queiroz, 2008). Os dois primeiros métodos descritos foram aplicados a cada ano múltiplo de 10 durante o período de 1920 a 2000. Os resultados dessa aplicação indicam um crescimento da cobertura dos registros de óbito até o ano de 1950 para o método de Brass e para o de Preston & Coale. A partir desses anos observa-se uma variação considerável da cobertura, como pode ser observado na TAB. 3.3.2.1 e no GRAF. 3.3.2.1.

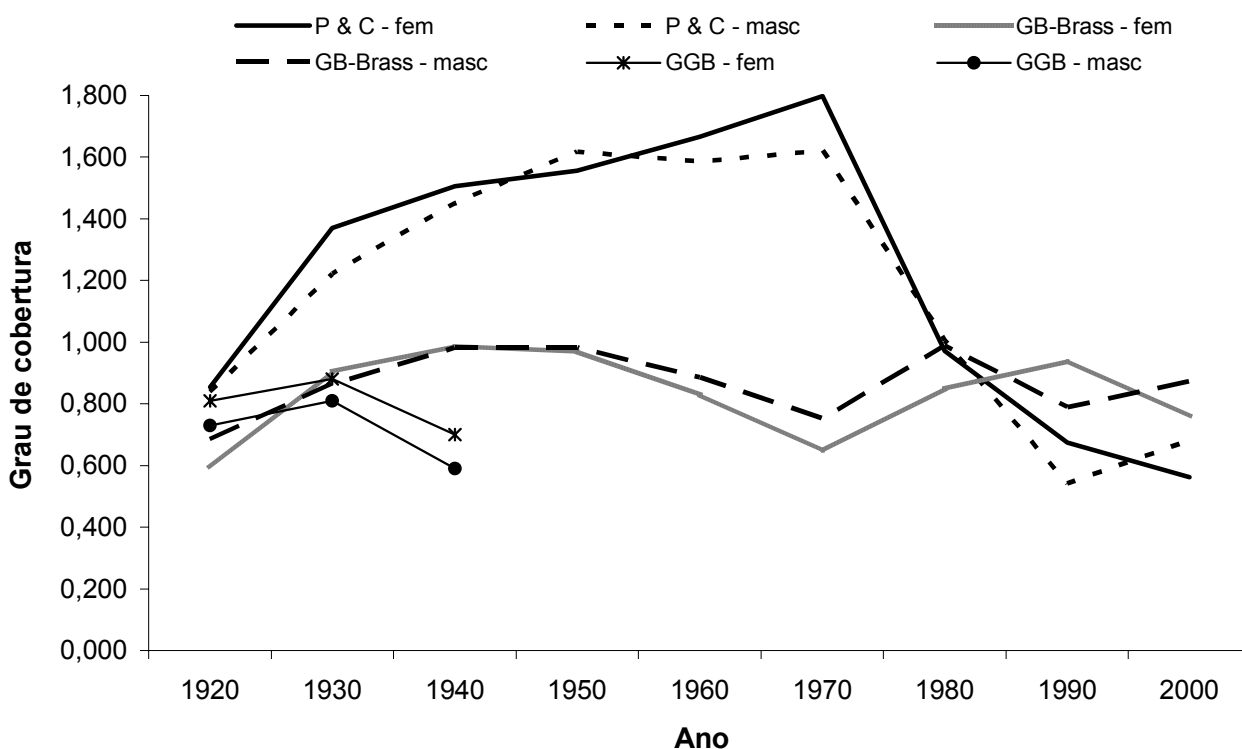
Considerando que a cobertura dos registros de óbito do município de São Paulo já era muito próxima da unidade a partir de 1940, como foi possível observar através do ajuste dos métodos anteriores, aplicou-se o GGB para os períodos 1920-1930, 1930-1940 e 1940-1950, para homens e mulheres separadamente. Optou-se por manter a década de 1940 apenas para conferir se os resultados eram próximos dos obtidos através dos métodos anteriores.

**Tabela 3.3.2.1: Grau de cobertura dos registros de óbito do município de São Paulo, por ano segundo método e sexo**

Ano	Preston & Coale		Growth Balance de Brass	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
1920	0,839	0,855	0,686	0,592
1930	1,220	1,370	0,864	0,904
1940	1,449	1,506	0,983	0,987
1950	1,617	1,556	0,983	0,969
1960	1,586	1,666	0,887	0,828
1970	1,621	1,798	0,752	0,645
1980	1,021	0,936	0,989	0,849
1990	0,549	0,673	0,789	0,938
2000	0,697	0,561	0,874	0,757

Fonte dos dados básicos: Fundação Seade e Datasus

**Gráfico 3.3.2.1: Grau de cobertura. Preston & Coale São Paulo, 1920-2000**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

O aumento na cobertura dos registros nas primeiras décadas, quando se aplicam os dois primeiros métodos, era esperado, mas a análise dos resultados indica que a diminuição seguinte se deve à violação de pressupostos dos métodos, ao invés de representar uma piora real da qualidade dos registros de óbitos de São Paulo (United Nations, 1983; Agostinho & Queiroz, 2008). Isto porque a variação na cobertura obtida ocorre em ambos os sexos e nos dois métodos aplicados.

É amplamente conhecido que a transição demográfica brasileira teve início na década de 1940, com o início do declínio da mortalidade que continua até os dias atuais (Carvalho, 2004). Mas como São Paulo é o estado brasileiro mais desenvolvido em termos econômicos e sociais (Berquó & Gonçalves, 1974), é possível que o declínio da mortalidade tenha ocorrido nesse estado, antes de ser

observado no Brasil como um todo, como será mostrado adiante (seção 3.4), dando origem à desestabilização da sua população.

Outro pressuposto relevante para a aplicação desses métodos é a necessidade de populações fechadas, mas como a população estudada aqui é a do município de São Paulo, esse pressuposto pode não estar sendo respeitado, uma vez que a migração teve um papel relevante no crescimento populacional do estado de São Paulo como um todo, em grande parte do século XX. É importante destacar que, na década de 1940, praticamente 25% do crescimento populacional do estado era devido à migração. Com o decorrer do século, o papel desta componente demográfica só aumentou, respondendo por 42,4% do crescimento populacional de São Paulo na década de 1970-1980 (Perillo, 1996, Waldvogel et al, 2003).

Essa grande importância da migração no crescimento populacional só diminuiu durante a década de 1980, voltando a apresentar um papel relevante na década seguinte (Perillo, 1996, Waldvogel et al, 2003). É possível acreditar, por isso, que a não estabilidade da população de São Paulo e a migração podem ser as causas da grande variação dos resultados dos dois primeiros métodos aplicados às taxas específicas de mortalidade do município, a partir de 1940. Deve-se notar ainda que o método de Preston & Coale já apresenta valores maiores que a unidade em 1930, para ambos os sexos, o que também pode estar ocorrendo devido à quebra dos pressupostos de estabilidade e população fechada. Uma possível solução para a estimação da cobertura dos registros de óbito para populações abertas é mudar os grupos etários utilizados nessa estimação, considerando, por exemplo, apenas as idades acima de 35 anos. Porém, essa opção não é suficiente para corrigir o problema da não estabilidade da população de interesse.

Os resultados da aplicação do GGB são coerentes com os resultados dos primeiros métodos aplicados, e a cobertura estimada dos registros de óbitos para a população de 5 anos e mais, do município de São Paulo, é de 73% para o sexo masculino e 81% para o feminino entre 1920 e 1930. No período seguinte, essa cobertura já é de 81% e 88% para homens e mulheres, respectivamente. Os

resultados masculinos e femininos de 1940-1950, no entanto, são 59% e 70%, coberturas muito menores que as obtidas para a década anterior.

Esses resultados concordam com os obtidos com os métodos de Brass e Preston & Coale, pois apesar de o GGB ter relaxado o pressuposto de estabilidade da população, o mesmo ainda necessita que a população seja fechada, o que não ocorre em São Paulo na década de 1940. É importante salientar ainda que este método é menos sensível ao pressuposto de população fechada do que os anteriores, fazendo com que suas estimativas sejam mais confiáveis (Hill & Choi, 2004). Por essas razões é possível acreditar que a cobertura dos registros de óbitos é de boa qualidade a partir de 1940, uma vez que todos os métodos de correção de subregistro de óbitos apontam para esta direção, mostrando um aumento da cobertura desses registros até 1940.

O próximo passo foi então corrigir as taxas específicas de mortalidade, acima dos 5 anos de idade, por esses fatores, e construir tábuas de vida para os anos 1920, 1925, 1930 e 1935, utilizando a mortalidade na infância observada. Isto porque a cobertura dos registros de óbito nas idades inferiores a 5 anos costuma ser menor que a cobertura nas demais idades, exigindo que os métodos utilizados para a correção do sub-registro sejam diferentes dos utilizados para as idades adultas (Paes & Albuquerque, 1999; United Nations, 1983; 2002).

Para que fosse realizada essa correção, escolheram-se dez funções de mortalidade masculinas e nove femininas, referenciadas como padrão<sup>6</sup>, de acordo

---

<sup>6</sup> As funções de mortalidade masculinas tomadas como padrão, neste trabalho, foram as tabelas modelo de Coale & Demeny - norte, sul, leste e oeste (Coale & Demeny, 1983), as tabelas Latino-americanas das Nações Unidas (United Nations, 1982), as tabelas modelo Brasil (Frias, 1981), e as funções de mortalidade da Suécia, Islândia e Dinamarca (Human Mortality Database, 2008), além da função de mortalidade calculada diretamente para o município de São Paulo em 1940. Para as mulheres, foram utilizados os mesmos padrões, com exceção da Islândia. Empregaram-se estes países como padrões devido à boa qualidade dos seus dados, e à disponibilidade de informações a respeito da mortalidade de sua população em períodos de esperanças de vida tão baixa, como a observada em São Paulo no início do século XX.

com as taxas específicas de mortalidade das idades adultas e as esperanças de vida ao nascer estimadas. Através destes padrões foi possível estimar novas funções de mortalidade para o município de São Paulo, nos anos 1920, 1925, 1930 e 1935, utilizando o sistema relacional, que constitui uma ferramenta útil na estimação da função de mortalidade para uma população estudada. Esse método combina a abordagem matemática com a utilização de tábuas modelo, unindo a complexidade de um padrão de mortalidade com as especificidades da população em estudo (Newell, 1988). Dentre os modelos relacionais existentes está o sistema logito, desenvolvido por Brass (1974, citado por Wachter, 2006), e empregado neste trabalho.

Novas séries de  $l_x$  foram então construídas para os quatro anos escolhidos, tomando como base todos os padrões citados<sup>7</sup> (GRAF's 3.3.2.2 e 3.3.2.3). Essa construção foi realizada de duas formas: utilizando o  $\beta$  estimado para a equação, ou seja, estimando um novo padrão de mortalidade; e considerando  $\beta$  igual à unidade, o que dá origem a uma nova série de  $l_x$  diferente do padrão apenas em nível, e de mesma estrutura. Assim, foi possível estimar novas esperanças de vida ao nascer, utilizando as séries de  $l_x$  construídas através dos padrões. No entanto, todas as novas funções de mortalidade, com ambos os valores de  $\beta$ , eram muito distorcidas em relação às estruturas observadas, o que poderia modificar as tendências reais de mortalidade de cada grupo etário, no início do século XX. Um exemplo são os novos conjuntos de taxas específicas de mortalidade femininas, construídas para o ano de 1935, a partir de todos os padrões escolhidos. Os GRAF's 3.3.2.2 e 3.3.2.3 mostram como esses conjuntos de taxas são diferentes das taxas de mortalidade observadas naquele ano e corrigidas apenas pelo método GGB, principalmente nas idades jovens.

---

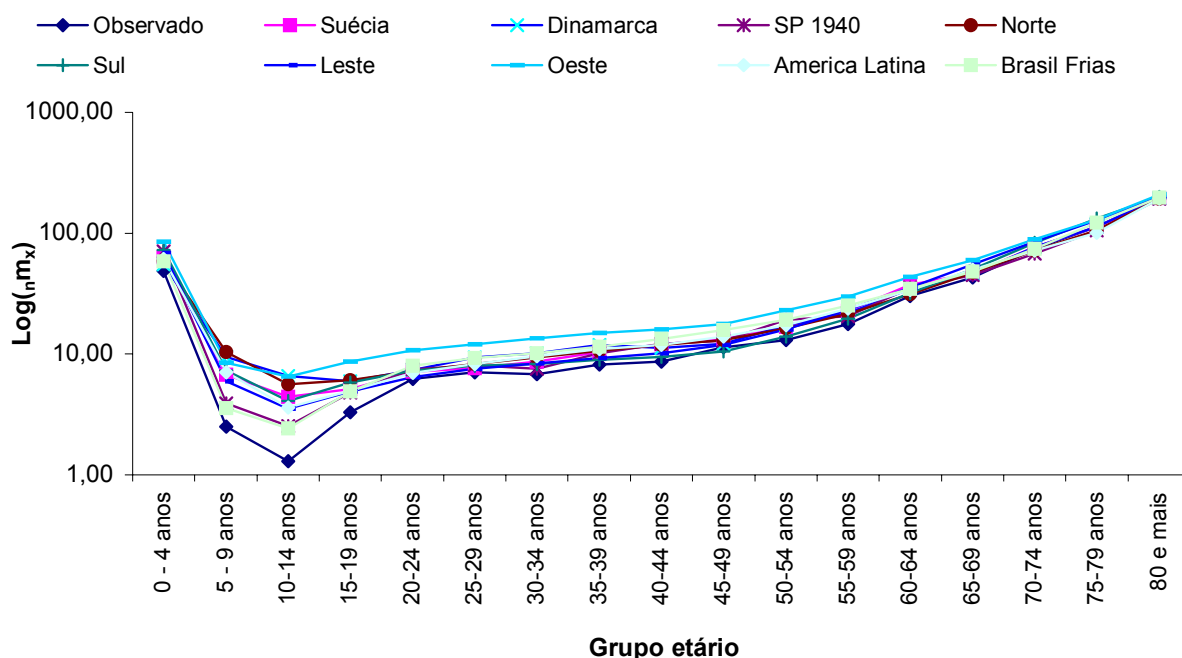
<sup>7</sup> O modelo relacional de Brass possibilita estimar o logito da função de mortalidade para a população de interesse ( $Y(x)$ ), tomando como base o logito de uma função de mortalidade padrão ( $Y_s(x)$ ) de acordo com a seguinte equação:  $Y(x) = \alpha + \beta Y_s(x)$ . O logito de é obtido

como segue:  $Logit(l_x) = 0,5 \log_e \left( \frac{1-l_x}{l_x} \right)$



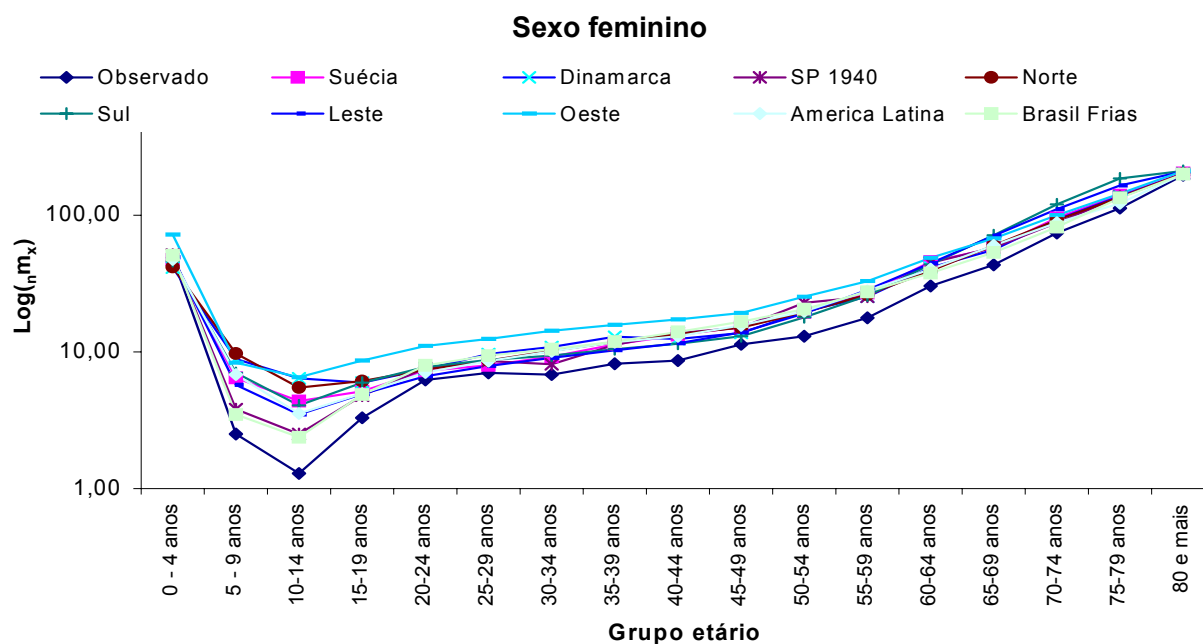
Diante dos resultados encontrados, optou-se então por empregar também na mortalidade na infância os fatores de correção, estimados pelo método General Growth Balance, e utilizados nas idades acima de 5 anos. Isto porque as novas funções de mortalidade estimadas através da aplicação do logito eram muito diferentes da mortalidade observada, e a sua utilização poderia dar origem a tendências de mortalidade mais distantes das observadas no município de São Paulo, do que ao empregar os fatores de correção estimados pelo General Growth Balance. Realizada essa correção, foi possível construir a série histórica de taxas específicas de mortalidade por sexo e grupos etários quinquenais, para o período de 1920 a 2005, que possibilita a análise das tendências de mortalidade do município de São Paulo durante este período, como será mostrado adiante, e a aplicação do método Lee-Carter para a projeção da mortalidade dessa população até o ano de 2100.

**Gráfico 3.3.2.2: Taxas específicas de mortalidade, observadas e estimadas por logito, para o ano de 1935, com  $\beta$  igual a 1 – Sexo feminino**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

**Gráfico 3.3.2.3: Taxas específicas de mortalidade, observadas e estimadas por logito, para o ano de 1935, utilizando o  $\beta$  estimado no ajuste do modelo logito –**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

### **3.4. Algumas características da mortalidade do município de São Paulo**

De acordo com a literatura, o declínio da mortalidade do estado de São Paulo e, conseqüentemente, da sua capital, teve seu início na década de 1940, juntamente ao restante das regiões brasileiras (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Buchala et al, 2003; Waldvogel et al, 2003). No entanto, ao analisar a série de mortalidade construída utilizando os dados corrigidos das décadas de 1920 e 1930, nota-se um possível declínio da mortalidade durante essas décadas, fazendo com que o processo de transição epidemiológica tenha iniciado no município de São Paulo, antes mesmo que esse fosse documentado no Brasil.

O que acontece é que todos os trabalhos citados nesta dissertação analisam as tendências de mortalidade de São Paulo a partir de 1940 e, ao incluir mais duas décadas de informações, como foi realizado aqui, nota-se a possibilidade de que o

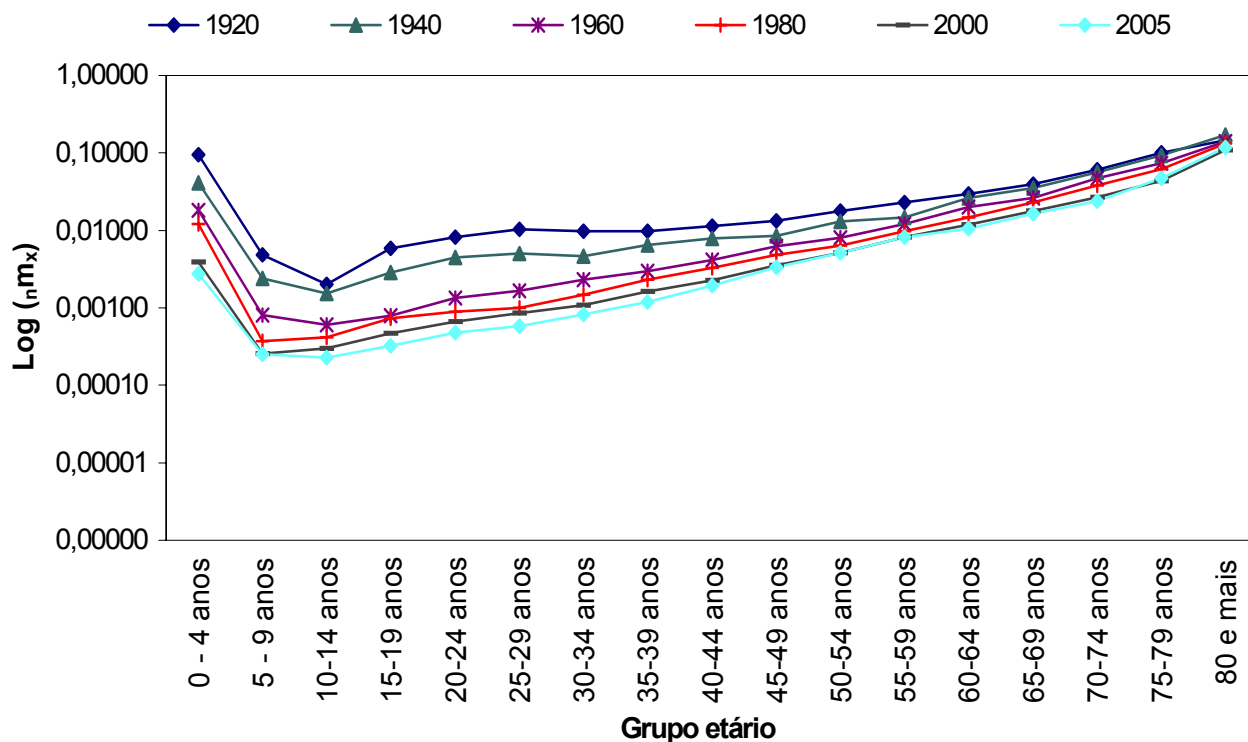
início do declínio da mortalidade tenha ocorrido, no município de São Paulo, nesse período. Esse fato se deve principalmente à condição de São Paulo, estado mais desenvolvido do Brasil, tanto em termos econômicos, como em termos sociais (Berquó & Gonçalves, 1974). Esse maior desenvolvimento o aproxima mais dos países desenvolvidos do que do Brasil como um todo (Ferreira & Castiñeiras, 1996).

O GRAF 3.4.1 apresenta os logaritmos das taxas específicas de mortalidade femininas, por grupo etário, em anos múltiplos de 20, entre 1920 e 2000. Foi incluído também o padrão de mortalidade de 2005, que mostra as informações mais recentes, no que diz respeito à mortalidade do município de São Paulo. De acordo com o mesmo já é possível notar uma queda da mortalidade das mulheres já na primeira década analisada.

Esse declínio é mais significativo na infância e em idades adultas jovens, entre 1920 e 1940. Uma característica relevante são as altas taxas de mortalidade em idades jovens adultas observadas em 1920 (GRAF. 3.4.1), que provavelmente se devem à mortalidade materna, e experimentam declínios sucessivos até o ano 1960. Há então uma nova elevação da mortalidade nessas idades durante as décadas de 1980 e 1990, devido aos óbitos relacionados às causas externas e à aids (Waldvogel et al, 2003). Mas já é possível notar a diminuição da importância das taxas de mortalidade nesses grupos etários no ano 2000.

As tendências descritas podem ser observadas também no GRAF. 3.4.2, que apresenta as curvas de  $l_x$  para os anos de 1920, 1950 e 2005. O que mais chama atenção neste gráfico é a queda da mortalidade na infância, principalmente nos primeiros 50 anos. Observam-se também os ganhos em sobrevivência em todas as demais idades, tendo como consequência uma proporção cada vez maior da população feminina que alcança as idades mais avançadas, assim como é observado nos países desenvolvidos (Gonzaga, 2008).

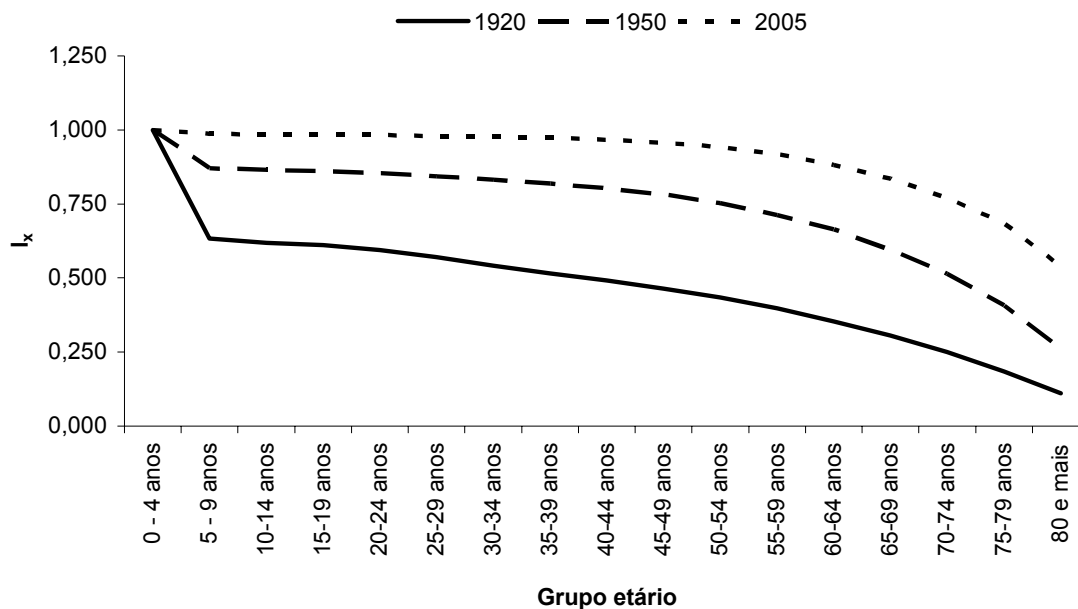
**Gráfico 3.4.1: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade do município de São Paulo, de 1920 a 2005 – Sexo feminino**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Com relação às tendências futuras, o declínio observado na mortalidade infantil, durante todo o século XX, ainda é esperado para este século, visto que as taxas de mortalidade na infância do município apresentam, nos dias atuais, níveis mais elevados que os observados nos países desenvolvidos (Gonzaga, 2008). No entanto, é necessário ter cautela ao incluir as primeiras décadas disponíveis no ajuste do modelo Lee-Carter, uma vez que o método é extrapolativo, e projeta as tendências observadas para o futuro. Esse tipo de projeção pode levar a uma estimativa de padrões de mortalidade com níveis relevantes de mortalidade em idades jovens adultas, o que não é esperado para o futuro, dado que já se observa um declínio dos níveis de mortalidade nessas idades (Seade, 2006).

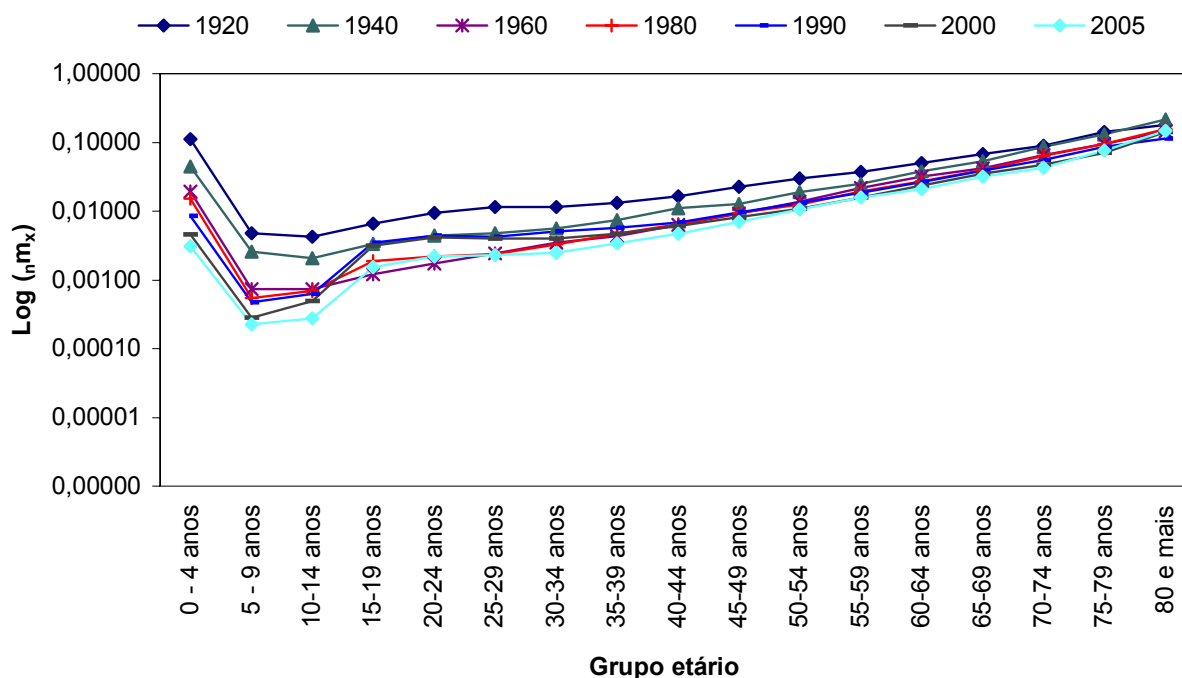
**Gráfico 3.4.2: Curvas de  $I_x$  referentes ao município de São Paulo. Sexo feminino - 1920, 1950 e 2005**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

No caso masculino, entre 1920 e 1970, a tendência de declínio é bem parecida à das mulheres, apesar de os homens estarem expostos a taxas de mortalidade mais elevadas que as delas em todo o período analisado (GRAF 3.4.3). Já nas décadas seguintes, é possível notar a diferença na evolução das taxas de mortalidade femininas e masculinas. Enquanto as mulheres obtiveram ganhos em todas as idades, as taxas de mortalidade masculinas, referentes aos adultos jovens, experimentaram um aumento relevante, devido ao aumento da mortalidade por causas externas, o que alterou o padrão de mortalidade masculino. Vale ressaltar que esses resultados são consistentes com aqueles obtidos para o estado de São Paulo, no estudo realizado por Waldvogel et al (2003), que mostra o declínio da mortalidade durante o período de 1940 a 2000, com a mudança no perfil da mortalidade masculina.

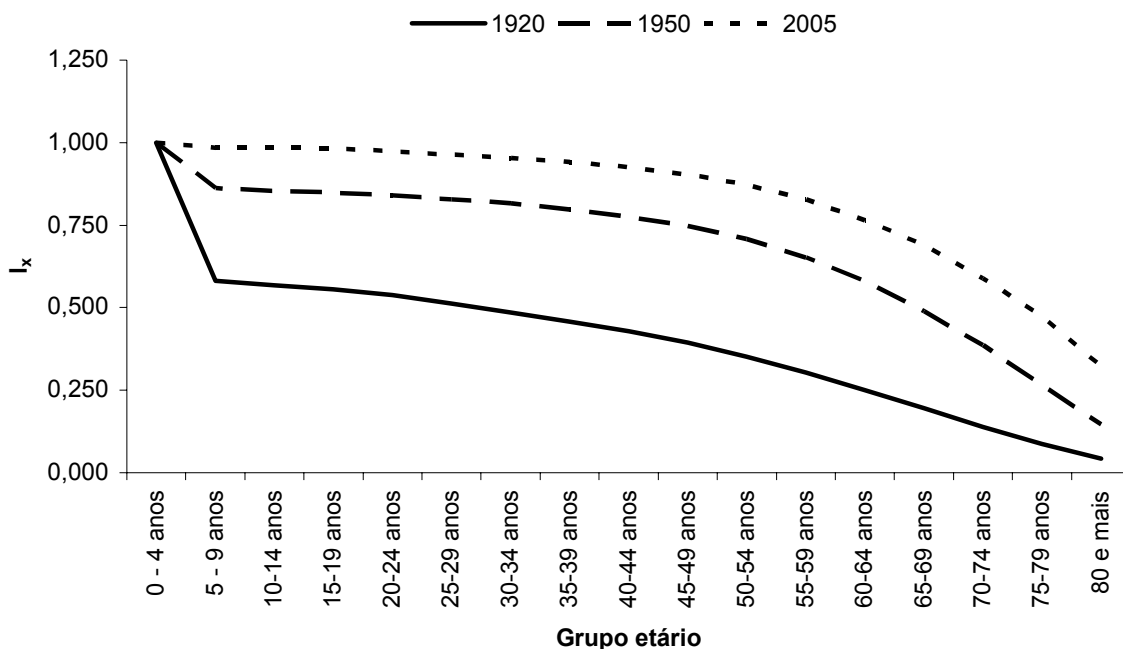
**Gráfico 3.4.3: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade do município de São Paulo, de 1920 a 2000 – Sexo masculino**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Esse padrão de mortalidade caracterizado por altas taxas de mortalidade de adultos jovens ficou ainda mais evidente no ano de 1990. Mas no ano 2000, já é possível observar um pequeno declínio da mortalidade nessas idades, e um declínio maior da mortalidade na infância. Tendência que se evidencia em 2005, quando o declínio da mortalidade masculina atinge todos os grupos etários, inclusive as idades jovens adultas, fazendo com que se espere uma continuação desse declínio e uma aproximação cada vez maior do padrão de mortalidade masculino ao feminino. Ao observar o GRAF. 3.4.4, nota-se novamente a importância do declínio da mortalidade infantil em termos de sobrevivência da população masculina de São Paulo. Assim como para as mulheres, os ganhos mais relevantes na mortalidade na infância ocorreram nos primeiros 50 anos, mas ainda é possível que haja um declínio menor nos próximos anos (Gonzaga, 2008).

**Gráfico 3.4.4: Curvas de  $I_x$  referentes ao município de São Paulo. Sexo masculino - 1920, 1950 e 2005**



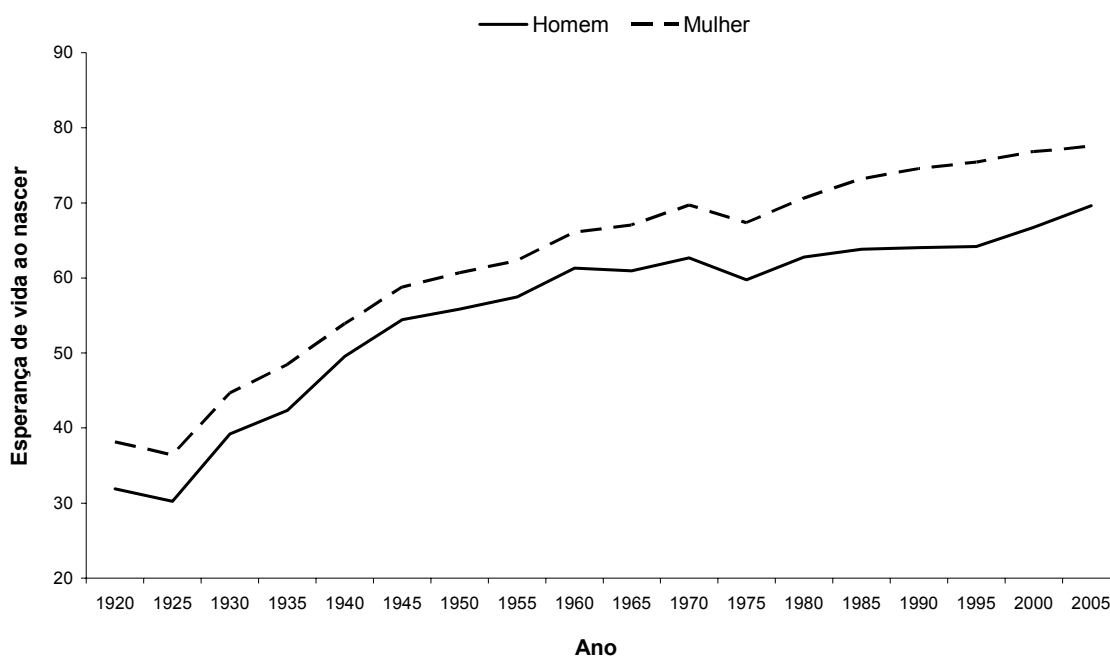
Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Nesse contexto, é imprescindível atentar para o período de ajuste do método Lee-Carter, aos dados observados, com o intuito de projetar a mortalidade masculina por um período tão longo, como o utilizado nesta dissertação. As altas taxas de mortalidade adulta jovem, das décadas de 1980 e 1990, podem gerar padrões projetados cujas taxas de mortalidade nessas idades sejam ainda maiores, o que não condiz com a realidade, dado que já é possível observar uma redução dessas taxas (Seade, 2006).

Uma consequência relevante desse declínio da mortalidade é o aumento significativo na média de anos vividos pela população do município de São Paulo. Durante o período estudado, essa população experimentou ganhos em esperança de vida ao nascer para ambos os sexos, como pode ser observado no GRAF. 3.4.5, que mostra a evolução do tempo médio de vida dos paulistanos entre 1920 e 2005. Nota-se uma redução de  $e_0$  entre 1920 e 1925 e, a partir de 1925 a

esperança de vida ao nascer de homens e mulheres paulistanos experimenta ganhos sucessivos, o que é mais um indício de que o declínio da mortalidade da população do município de São Paulo pode ter iniciado durante a década de 1920. Observa-se também a vantagem feminina em termos de sobrevivência, durante todo o período analisado, com um aumento do diferencial por sexo de esperanças de vida na década de 1990, que pode ter ocorrido devido à tendência de aumento da mortalidade masculina em idades jovens (Siviero, 2009).

**Gráfico 3.4.5: Esperança de Vida ao Nascer por Sexo. Município de São Paulo, 1920 a 2000**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos

Com nível já elevado de esperança de vida, o ganho observado entre 2000 e 2005, para as mulheres é menor que o observado no quinquênio anterior. Já para os homens, o cenário é inverso, sendo observado um ganho significativo no primeiro quinquênio deste século. Essas tendências resultam então em uma diminuição do diferencial por sexo de esperanças de vida, que pode continuar pelas próximas décadas, como tem ocorrido nos países desenvolvidos (Preston & Wang, 2006).



A vantagem paulistana em relação ao Brasil, no que diz respeito à esperança de vida ao nascer, também é evidente. Em 1940, por exemplo, a esperança de vida ao nascer das mulheres paulistanas era de 53,91 anos, enquanto a esperança de vida das mulheres brasileiras era de 43,10 (IBGE, 2008). No caso masculino acontece o mesmo, esse valor era de 49,54 no município de São Paulo e 43,30 no Brasil. No ano 2000, a vantagem do município se mantém, com valores de esperança de vida de São Paulo iguais a 66,76 e 76,82 para homens e mulheres respectivamente. Já para o Brasil esses valores foram de 64,80 para homens e 72,60 anos para mulheres (IBGE, 2008). No entanto, é necessário ressaltar que a diferença continua significativa para as mulheres, mas diminui em relação aos homens, o que pode estar ocorrendo devido ao grande aumento da mortalidade de adultos jovens paulistanos, que diminuiu os ganhos de esperança de vida masculinos no final do século XX.

Essas tendências são muito relevantes para a projeção da mortalidade do município de São Paulo pelo método Lee-Carter. As principais características desse método são descritas no capítulo seguinte.

## **4. MÉTODOS**

Este capítulo destina-se a apresentar a metodologia utilizada no presente trabalho. Primeiramente, descreve-se o método Lee-Carter de projeção da mortalidade. Em seguida são apresentadas algumas das limitações do método utilizado e as sugestões dadas por Lee & Miller (2001), a fim de aprimorar o método já apresentado. Na última parte do capítulo, são mostradas também algumas variações do Lee-Carter, propostas por outros autores, com o intuito de desenvolver o método, tanto no ajuste dos dados, como na forma de projetar a mortalidade, ou medir a incerteza associada à projeção.

### ***4.1. Métodos de projeção da mortalidade***

Há vários métodos para se projetar a mortalidade de uma determinada população. Os métodos mais comuns são conhecidos como determinísticos, pois são desenhados diferentes cenários para os possíveis caminhos a serem seguidos pela mortalidade (Tuljapurkar & Boe, 1998). No entanto, esses métodos não quantificam a incerteza relacionada à projeção de cada cenário, o que é oferecido pelos métodos estocásticos de projeção da mortalidade, como o desenvolvido por Lee & Carter (1992).

#### **4.1.1. Método Lee-Carter**

Um marco significativo em relação à projeção da mortalidade foi a publicação do método Lee-Carter, em 1992, que representa uma mudança em relação às abordagens anteriores. O seu princípio subjacente é a extrapolação de tendências passadas de longo prazo (Booth et al, 2006). O método combina um rico e parcimonioso modelo demográfico e métodos de séries temporais, utilizando a decomposição de matrizes para extrair um único índice variável no tempo do nível de mortalidade, o qual é então projetado utilizando um modelo de série temporal.

São também pontos fortes do modelo a sua simplicidade e robustez no contexto de tendências lineares nas taxas específicas de mortalidade por idade. (Booth et al, 2006; Lee & Carter, 1992).

Trata-se de um método estocástico de projeção das taxas de mortalidade por idade, que não incorpora a influência de conhecimentos médicos, comportamentais e sociais no declínio da mortalidade. Baseia-se em longos padrões e tendências históricas persistentes e dá intervalos de confiança probabilísticos para suas previsões (Lee & Carter, 1992).

Lee & Carter (1992) procuraram desenvolver um modelo padrão de mudanças no tempo das taxas de mortalidade por idade, em que a variação em um único parâmetro possa gerar o esboço das principais características do padrão observado. Mas é importante observar que nenhum modelo pode explicar toda a variação por tempo e idade da mortalidade, a qual é muito irregular e surge de circunstâncias históricas particulares, como a epidemia de gripe que atingiu os Estados Unidos em 1918 e aumentou em 34% o nível da mortalidade acima da tendência geral. Nesse caso, os autores consideraram a epidemia como um evento muito raro e ajustaram o modelo utilizando uma variável *dummy* para 1918, o que remove sua influência sobre a projeção (Lee & Carter, 1992).

#### 4.1.1.1. O modelo

No modelo de Lee & Carter (1992),  $m(x,t)$  é a taxa central de mortalidade para a idade  $x$  no ano  $t$ , e a matriz dessas taxas é ajustada pelo modelo:

$$\ln[m(x,t)] = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t} \text{ ou } m(x,t) = e^{a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t}} \quad (4.1)$$

cujos parâmetros podem ser entendidos como:

- A forma geral, ou média, da curva de mortalidade por idade, dada por  $a_x$ , independente do tempo (Lee & Carter, 1992).

- O índice do nível geral da mortalidade,  $K_t$ , um índice variável no tempo.  $K_t$  descreve a principal tendência do logaritmo das taxas específicas de mortalidade por idade, no tempo (Lee & Carter, 1992, Wang, 2007).
- E o conjunto de  $b_x$ , que nos diz quais taxas declinam rapidamente e quais taxas declinam lentamente em resposta a mudanças em  $k_t$ . A princípio, o valor de  $b_x$  poderia ser negativo para algumas idades, indicando que a mortalidade nessas idades tende a aumentar enquanto cai em outras idades. Mas na prática, isso não parece ocorrer no longo prazo (Lee-Carter, 1992).

De acordo com o modelo de Lee & Carter (1992) apenas um valor de  $k_t$  determina a tábua de vida no tempo  $t$ , uma vez que o logaritmo de  $m(x,t)$  é uma função linear de  $k_t$ . Assim, a projeção de  $k_t$  possibilita também a projeção da tábua de vida completa da população em estudo (Wachter, 2006).

Quando  $k_t$  é linear no tempo, a mortalidade muda em cada idade, de acordo com sua própria taxa exponencial constante, dada por  $b_x$ . Quando  $k_t$  tende a menos infinito, cada taxa específica por idade tende a zero. Assim, não há ocorrência de taxas de mortalidade negativas no modelo descrito, o que é uma vantagem para a projeção da mortalidade. Já o termo de erro,  $\varepsilon_{x,t}$ , com média zero e variância  $\sigma^2$ , reflete influências históricas particulares por idade, não capturadas pelo modelo (Lee & Carter, 1992).

Essa coesão obtida na projeção do parâmetro  $k$ , que é um tipo de ligação entre as tendências de todas as taxas específicas por idade, é uma vantagem do método, fazendo com que as taxas de mortalidade específicas por idade sejam sempre parte de um sistema de tábuas de vida que se ajusta à tendência histórica. Por outro lado, se as taxas forem projetadas separadamente, seu conjunto pode gerar padrões não plausíveis em um futuro distante (Lee & Carter, 1992).

#### 4.1.1.2. O ajuste do modelo e a projeção de k

O ajuste do modelo Lee-Carter é realizado obtendo os mínimos quadrados da equação 4.1, que é uma equação indeterminada. Assim, se  $a$ ,  $b$  e  $k$  são uma solução, então para qualquer escalar  $c$ ,  $a-bc$ ,  $b$ ,  $k+c$  também será uma solução. Por isso utiliza-se a normalização, em que os  $b_x$  passam a somar 1 e os  $k_t$  somam 0, o que implica que os  $a_x$  sejam a média dos  $\ln(m_{x,t})$  no tempo, ou seja,  $a_x$  representa o padrão médio da mortalidade durante todo o período de ajuste do modelo, e sendo constante, determina o ponto de partida das taxas específicas de mortalidade, quando  $k_t$  é igual a zero (Lee & Carter, 1992; Wachter, 2006).

Os métodos ordinários de regressão não podem ser utilizados nesse ajuste, pois não há regressores do lado direito da equação, há apenas parâmetros para serem estimados e o índice  $k_t$ . O método de Decomposição em Valores Singulares (DVS) é então utilizado para encontrar uma única solução de mínimos quadrados, sendo aplicado à matriz dos logaritmos das taxas após a subtração da média do logaritmo das taxas específicas de mortalidade por idade no tempo ( $\ln(m_{x,t} - a_x)$ ) (Lee & Carter, 1992; Fígoli, 1998).

Entretanto, Lee & Carter (1992) observaram que o número estimado de óbitos, através dos parâmetros do modelo, não é necessariamente igual ao número real de óbitos da população em estudo (Lee & Carter, 1992), ou seja, ao aplicar as taxas específicas de mortalidade, estimadas pelo modelo, à distribuição etária da população, o número de óbitos resultante é geralmente diferente do número real de óbitos do período em questão. Uma razão para que isso ocorra é que  $k_t$  é estimado para minimizar os erros nos logaritmos das taxas de mortalidade e não nas próprias taxas de mortalidade. Nesse caso, Lee & Carter (1992) recomendam a utilização da equação 4.2, para re-estimar  $k_t$ , mantendo os  $a_x$  e  $b_x$  estimados. Com isso, é obtido um novo conjunto de  $k_t$ 's, tais que para cada ano, dada a distribuição etária real da população, o número implícito de óbitos seja igual ao número real de óbitos.

$$D(t) = \sum [N(x,t) \cdot \exp(a_x + k(t) \cdot b_x)] \quad (4.2)$$

Após re-estimar  $k_t$ , o modelo demográfico está ajustado e, para cada valor de  $k_t$ , é possível derivar uma tábua de vida e expectativas de vida. O próximo passo é projetar o índice  $k_t$ , cujos valores formam uma série temporal, com um valor de  $k$  para cada ano observado. Para a realização dessa projeção Lee & Carter (1992) testaram vários modelos de séries temporais e escolheram o passeio aleatório com tendência, que tem a forma:

$$k_t = k_{t-1} + c + e_i \quad (4.3)$$

Um passeio aleatório pode ser definido como uma série temporal que assume que, de um ponto no tempo para o próximo, a série original dá um passo aleatório (Nau, 2009). Como essa série apresenta um crescimento irregular, a melhor opção é estimar o crescimento entre os pontos no tempo, ao invés de estimar o próximo ponto. A primeira diferença da série é então analisada com o intuito de verificar a existência de uma possível tendência (Nau, 2009). Em se tratando do método Lee-Carter, a série de  $k_t$  geralmente apresenta uma tendência linear decrescente (Lee & Carter, 1992), e a constante  $c$  da equação 4.3 é o termo que identifica essa tendência (Giroso & King, 2007; Wang, 2007).  $k_t$  é então projetado de forma a declinar linearmente com incrementos de  $c$ , enquanto os desvios desse caminho,  $e_i$ , são incorporados permanentemente à trajetória (Giroso & King, 2007; Wang, 2007). A variância de  $e_i$  é utilizada para calcular a incerteza na projeção de  $k_t$  sobre qualquer horizonte de projeção. O termo de tendência,  $c$ , também é estimado com incerteza, e o erro padrão dessa estimativa pode ser utilizado para formar uma medida mais completa da incerteza na projeção de  $k_t$  (Lee & Miller, 2001).

Um ponto importante a ser considerado ao ajustar esse modelo é a necessidade de cautela ao trabalhar com idades acima de 80 anos, uma vez que já é significativa a parcela da população que sobrevive a essa idade, principalmente nos países desenvolvidos (Lee & Carter, 1992). Em São Paulo também já é

possível notar que uma parcela cada vez maior da população atinge essa idade (GRAF. 3.4.2 e 3.4.3), aumentando a importância desse grupo etário nas projeções da mortalidade (Campos & Rodrigues, 2004). Além disso, os ganhos futuros da mortalidade tendem a se concentrar em idades avançadas, o que torna ainda mais importante lidar cuidadosamente com esse grupo etário (Lee & Carter, 1992). Nesse contexto, seria interessante analisar detalhadamente a mortalidade acima dos 80 anos da população do município de São Paulo. No entanto, o grupo etário de 80 anos e mais foi escolhido, neste trabalho, como o grupo etário aberto devido ao problema de erro na declaração de idade, muito relevante nas idades avançadas. Um dos principais problemas observados nas idades avançadas diz respeito à tendência de sobre-declaração da idade dos óbitos (Preston et al, 1999; Gomes & Turra, 2008), que comprometeria a análise aqui realizada, uma vez que a transferência de óbitos de idades mais jovens para idades mais avançadas modificaria a curva de mortalidade nessas idades (United Nations, 1983).

#### **4.1.2. Limitações do método Lee-Carter e as modificações propostas por Lee & Miller (2001)**

Lee & Miller (2001) produziram uma avaliação detalhada da performance do método Lee-Carter (1992). Em um primeiro momento, os autores chamam atenção para o conjunto de taxas específicas do último ano de ajuste do modelo. As taxas específicas de mortalidade estimadas para esse ano não se ajustavam às taxas observadas e o acúmulo desses erros causava uma subestimação da esperança de vida ao nascer projetada. Por isso, o modelo foi restringido para que  $k_t$  seja igual a zero neste ano, e as taxas de mortalidade específicas por idade utilizadas no último ano do ajuste sejam as taxas observadas no ano (Lee & Miller, 2001).

Além disso, os autores produziram projeções para a esperança de vida ao nascer dos Estados Unidos em 1998 partindo de várias datas anteriores<sup>8</sup>, como se esses fossem os únicos dados disponíveis, e compararam as projeções realizadas como teste com o valor real de 1998 (Lee & Miller, 2001). Ao ajustar o modelo, os mesmos re-estimaram  $k_t$  para que este se ajustasse a  $e_0$  do ano  $t$ , e não ao número de óbitos observados, uma vez que assim não é necessário conhecer a distribuição etária da população para cada ano. Nessa comparação foi possível observar que o método tende a subestimar os ganhos em esperança de vida ao nascer, principalmente nas projeções de horizontes mais longos (Lee & Miller, 2001).

Os autores também conduziram uma avaliação semelhante, porém menos detalhada, utilizando o Lee-Carter para produzir projeções para o Japão, Canadá, França e Suécia, tomando o ano de 1950 como ano inicial da projeção. Os mesmos observaram que, em todas as projeções, os intervalos de 95% de confiança conteriam os valores reais de esperança de vida ao nascer, referentes aos países estudados, mas observaram uma tendência à subestimação desses valores, como no caso dos Estados Unidos. No caso da Suécia, por exemplo, Lee & Miller (2001) projetaram o valor de  $e_0$  de 1995, com base em dados de 1900 a 1950. Os mesmos observaram que o método teria previsto  $e_0$  muito bem até o início da década de 1980, passando a subestimar  $e_0$  a partir desse ano e ficando dois anos abaixo do valor observado no ano de 1995 (Lee & Miller, 2001).

E, finalmente, os autores avaliaram os padrões etários de declínio da mortalidade durante o século XX, considerando a possibilidade de variação desse padrão no tempo, o que contraria a suposição do modelo original, de  $b_x$  fixo no tempo. Ao analisar o histórico de mudanças nas taxas específicas de mortalidade por idade

---

<sup>8</sup> Lee & Miller (2001) ajustaram o método Lee-Carter original a várias séries de dados observados. A primeira projeção se baseou em dados de 1900 a 1920. A segunda utilizava dados de 1900 a 1921, e a terceira de 1900 a 1922, e assim sucessivamente, até a série de 1900 a 1997, o que possibilitou projetar a mortalidade até 1998 através de vários períodos de projeção de tamanhos diferentes.



dos Estados Unidos durante o século XX, os autores observaram que o padrão etário de declínio da mortalidade na primeira metade do século foi diferente do padrão observado na segunda metade, uma vez que no início do século o declínio da mortalidade se concentrou em idades jovens, enquanto nos anos mais recentes a mortalidade tem declinado a uma taxa muito parecida em todos os grupos etários acima de 15 anos, o que também foi notado nos demais países estudados. Por isso, Lee & Miller (2001) propuseram que as projeções de mortalidade, através do método Lee-Carter, sejam realizadas com base em dados a partir de 1950 e que  $b_x$  permaneça constante.

Ao aplicar o método Lee-Carter à mortalidade do município de São Paulo, no entanto, é necessário analisar qual o melhor período de ajuste para o modelo, uma vez que o declínio da mortalidade do município teve seu início tardiamente, em relação aos países desenvolvidos (Prata, 1992). Nesse caso, o padrão de declínio das taxas de mortalidade do município de São Paulo tende a ser diferente do observado nesses países, fazendo com que o período de ajuste do modelo seja diferente daquele sugerido por Lee & Miller (2001). Por isso, foram escolhidos alguns períodos diferentes para o ajuste do modelo, a fim de analisar qual deles é o mais adequado para projetar a mortalidade do município de São Paulo, como será mostrado no capítulo 5.

Sendo assim, as principais diferenças do método Lee-Miller (2001), em relação ao Lee-Carter original (1992), são:

- $K_t$  é re-estimado para se ajustar a  $e_0$  no ano  $t$ .
- As taxas específicas de mortalidade por idade do último ano de ajuste do modelo são as taxas observadas nesse ano;
- O período base da projeção tem início em 1950.

Além de Lee & Miller (2001), vários outros autores aplicaram o método Lee-Carter (1992) e sugeriram algumas modificações nas diferentes fases de estimação do modelo. Algumas dessas contribuições são descritas adiante.

### 4.1.3. Algumas variações do método Lee-Carter

Embora outros métodos tenham sido desenvolvidos posteriormente, o Lee-Carter (1992) é sempre tomado como o ponto de referência para a realização de projeções estocásticas de mortalidade (Booth et al, 2006). Vários estudiosos têm tentado aprimorar o método através da utilização de outras formas de ajuste do modelo demográfico, mudando a forma de projetar o parâmetro  $k$  e também tentando medir a incerteza associada à projeção de forma mais acurada.

Com o intuito de aprimorar a forma de ajuste do modelo Lee-Carter, Wilmoth (1993) propôs que, ao invés de ajustar o modelo por mínimos quadrados ordinários, este ajuste fosse realizado de duas formas alternativas: Mínimos Quadrados Ponderados e Máxima Verossimilhança. O autor comparou os resultados obtidos através dos dois métodos propostos e observou que ambos davam origem a resultados muito próximos. As séries de  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_t$  geradas empregando as duas formas de ajuste são quase coincidentes. Além disso, as curvas de mortalidade e os valores de  $e_0$ , estimados para alguns anos durante o período tomado como base para o ajuste, são muito próximas dos valores observados (Wilmoth, 1993).

Neste contexto, Koissi et al (2006) estudaram a performance do modelo Lee-Carter em dados dos países nórdicos utilizando três abordagens: Decomposição em Valores Singulares (DVS), Mínimos Quadrados Ponderados (MQP) e Estimação por Máxima Verossimilhança (EMV). Os mesmos realizaram esse teste projetando a mortalidade durante períodos já observados (projetaram  $e_0$  em 1990, por exemplo, com base em vários períodos anteriores), e analisando as diferenças entre as várias projeções realizadas. Segundo Koissi et al (2006), as abordagens DVS, MQP e EMV produzem taxas de mortalidade estimadas e projetadas muito próximas das observadas, e diferem muito pouco entre si, corroborando os resultados obtidos por Wilmoth (1993). Dentre estas, a abordagem EMV é a que apresenta os resíduos mais aleatórios, não apresentando nenhuma tendência o

que significa que esta foi a forma em que o modelo melhor se ajustou aos dados (Koissi et al, 2006).

Além disso, o trabalho de Koissi et al (2006) propõe uma abordagem de análise residual por *bootstrap* para construção de intervalo de confiança para as taxas específicas de mortalidade e esperanças de vida projetadas. Nesse caso, a incerteza estimada incorpora a variabilidade de todos os parâmetros do modelo, ao passo que o Lee-Carter original foca apenas na variabilidade de  $k_t$ . Para os autores, em projeções de esperança de vida de longo prazo, os intervalos de confiança podem ser satisfatoriamente restritos à incerteza em  $k_t$ . Mas para previsões de curto prazo as fontes de erro dos outros parâmetros deveriam ser incluídas. Os mesmos construíram intervalos de confiança, para a esperança de vida projetada pelo Lee-Carter original e pelo MLE, construindo 5000 matrizes de resíduos, obtidos por *bootstrap*, e estimando novamente os valores de  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_t$ . Com bases nos novos conjuntos de parâmetros foi possível estimar novas séries de taxas específicas de mortalidade. Dentre estas taxas, foram retiradas as que estavam entre os percentis 0,05 e 0,95 (Koissi et al, 2006). Para o ano 2002, o intervalo foi estreito, mas continha o valor publicado pelos institutos oficiais de estatísticas. Esse resultado sugere que o intervalo obtido é satisfatório para projeções de curto prazo. (Koissi et al, 2006).

Booth et al (2006), por sua vez, aplicaram o modelo Lee-Carter e quatro variações do mesmo, com o intuito de avaliar a qualidade das projeções de curto e médio prazo. Para esta análise os autores projetaram a mortalidade de dez países<sup>9</sup>, separadamente por sexo, durante o período de 1986 a 2000, e compararam o resultado das projeções com as taxas de mortalidade observadas nesse período, em cada país. Os métodos aplicados por eles são: Lee-Carter original (LC), Lee-Miller (LM), Booth-Maindonald-Smith (BMS), Hyndman-Ulah (HU) e De Jong-Tickle

---

<sup>9</sup> Austrália, Canadá, Dinamarca, Inglaterra e Gales, Finlândia, França, Itália, Noruega, Suécia e Suíça.

(DJT). O principal objetivo do trabalho de Booth et al (2006) foi analisar a precisão das projeções de curto e médio prazo, não analisando a incerteza da projeção.

Os dois primeiros métodos aplicados são os mesmos já descritos nos tópicos 4.1.1 e 4.1.2. O terceiro método (Booth et al, 2002) difere do Lee-Carter original na forma de escolher o período de ajuste, uma vez que essa escolha é através de um critério estatístico que considera a linearidade de  $K_t$ ; na forma de re-estimar  $k_t$ , ajustando essa série à distribuição etária dos óbitos; e nas taxas utilizadas no último ano de ajuste, que são as estimadas com base nessa metodologia de ajuste (Booth et al, 2006).

O método de Hyndman & Ulah (2007, citado por Booth et al, 2006), estima as taxas específicas de mortalidade através de métodos de suavização não paramétricos; utiliza mais de um conjunto de componentes do modelo ( $b_x$  e  $k_t$ ); utiliza modelos de séries temporais mais gerais do que um passeio aleatório com tendência, para projetar  $k_t$ ; além de não ajustar  $k_t$ . Por fim, o último modelo empregado por Booth et al (2006), foi proposto por De Jong & Tickle (2006, citado por Booth et al, 2006). Esse modelo é chamado pelos autores de Lee-Carter suavizado, e modela os logaritmos das taxas através de vários modelos multivariados de séries temporais, dos quais o Lee-Carter original é um caso especial. Este arcabouço geral permite a realização de inferências e o cálculo de erros (Booth et al, 2006).

Ao avaliar a aplicação dos cinco modelos escolhidos, Booth et al (2006) concluíram que, em média, as variações HU e DJT produzem as projeções mais precisas dos logaritmos das taxas específicas de mortalidade, quando comparados aos demais métodos aplicados. Observaram também que as quatro variações produzem melhores resultados que o método original, mas as variações entre elas são muito pequenas e não significantes. Com relação à esperança de vida projetada não foram observada diferenças significativas entre os cinco métodos. Além disso, a utilização de taxas reais para o último ano de observação é geralmente melhor que utilizar taxas ajustadas e períodos de observação mais curtos geraram resultados mais precisos que os períodos mais longos, devido ao

padrão de declínio de mortalidade variável, tal como o observado no século XX (Booth et al, 2006).

A análise das variações propostas para o método Lee-Carter (1992) motivou a escolha do método original, incorporando as modificações propostas por Lee & Miller (2001)<sup>10</sup>, para a projeção da mortalidade do município de São Paulo. Isto porque, como os autores citados mostraram, as demais variações propostas utilizam sofisticadas estatísticas, porém não oferecem ganhos significativos em relação ao método original (Booth et al, 2006). A pequena revisão realizada aqui mostrou que as modificações propostas por Lee & Miller (2001) são capazes de corrigir os problemas mais importantes do método original, tornando-o mais robusto, sem a necessidade da utilização de métodos estatísticos complexos. Uma possível limitação da aplicação do método escolhido é que o mesmo estima a incerteza da projeção considerando apenas a variabilidade de  $k_t$ , (Koissi et al, 2006), não levando em conta a incerteza relacionada à estimação dos demais parâmetros.

---

<sup>10</sup> Essa projeção foi realizada utilizando o software R, através do algoritmo desenvolvido por Miller (2001).

## **5. PROEÇÃO DA MORTALIDADE DO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, POR LEE-CARTER (1992), INCORPORANDO AS MODIFICAÇÕES PROPOSTAS POR LEE & MILLER (2001)**

A mortalidade do município de São Paulo vem experimentando um declínio continuado desde o início do século XX (seção 3.4)<sup>11</sup>. Como foi mostrado nesta dissertação, há razões para acreditar que esse declínio teve seu início durante a década de 1920, uma vez que é possível observar ganhos continuados em esperança de vida ao nascer masculina e feminina desde 1925 (GRAF. 3.4.5). Atualmente, essa população se encontra em uma fase adiantada da transição epidemiológica, e as características da sua mortalidade a aproximam mais dos países de baixa mortalidade do que do Brasil como um todo (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Waldvogel, 2003). Embora a mortalidade ainda seja elevada nas idades jovens adultas, principalmente para os homens, já é possível observar uma redução dessas taxas, o que indica que a tendência futura dessa variável será cada vez mais próxima da observada nos países desenvolvidos (Seade, 2006).

Nesse contexto, o objetivo deste capítulo é apresentar a aplicação do método Lee-Carter à mortalidade do município de São Paulo, com o intuito de obter uma projeção pontual da esperança de vida ao nascer e das taxas específicas de mortalidade, por grupo etário e sexo, além da construção de intervalos de confiança referentes a essa projeção. Isto porque se dispõe de uma série de taxas específicas de mortalidade longa o bastante para a aplicação do método Lee-Carter, além de possibilitar a análise das tendências de mortalidade desse município com detalhe. Tomando como base essas tendências espera-se, por exemplo, que a aplicação do método Lee-Carter à mortalidade do município de São Paulo, dê origem a taxas específicas de mortalidade cada vez mais baixas,

---

<sup>11</sup> Para maiores detalhes ver: Ferreira e Castiñeiras, 1996, 1998; Buchalla et al, 2003; Waldvogel, 2003.

em todos os grupos etários para homens e mulheres, com uma diminuição cada vez maior do diferencial por sexo da mortalidade dos paulistanos.

Em um primeiro momento foi realizado um experimento com o intuito de analisar a performance do método ao ser aplicado aos dados de São Paulo, tomando como base diferentes períodos para ajuste do modelo. A esperança de vida ao nascer e as taxas específicas de mortalidade de São Paulo foram projetadas, por grupo etário, para o ano 2000, utilizando os seguintes períodos de estimação: 1920-1960, 1920-1970, 1920-1980 e 1920-1990. Dessa forma, foi possível testar o ajuste do método para a projeção da mortalidade da população de São Paulo e observar se as projeções das funções de mortalidade e de  $e_0$  eram próximas dos valores observados.

É importante ressaltar que as projeções realizadas nesta etapa do trabalho tiveram como principais objetivos: analisar a viabilidade da aplicação do modelo Lee-Carter à mortalidade de São Paulo e mostrar a importância da escolha do período de ajuste do modelo para os resultados da projeção da mortalidade, o que justifica a escolha de períodos diferentes para o ajuste do modelo. Nesse sentido, optou-se por analisar, dentre os períodos escolhidos, qual teria sido a melhor escolha se o objetivo fosse projetar a mortalidade do ano 2000.

A segunda parte deste capítulo se refere ao principal objetivo desta dissertação: a aplicação do Lee-Carter aos dados de óbito referentes ao município de São Paulo para projetar a mortalidade desse município até o ano de 2100. Esta projeção foi realizada tomando como base os seguintes períodos: 1920-2000, 1920-2005, 1930-2000, 1930-2005, 1940-2000, 1940-2005, 1950-2000 e 1950-2005. Apesar de haver dados disponíveis até o ano de 2005, optou-se por utilizar também períodos terminando no ano 2000, a fim de observar se a esperança de vida ao nascer projetada entre 2001 e 2005 era próxima do valor calculado diretamente e assegurar o bom ajuste do modelo aos dados.

A escolha de períodos diferentes para projetar a mortalidade do município de São Paulo se justifica pelo fato de que a extensão do período de ajuste do modelo Lee-

Carter é de extrema relevância para os resultados da projeção, como já foi mostrado por Lee & Miller (2001). De acordo com os autores, o período mais adequado para o ajuste do modelo, em países desenvolvidos, é a partir de 1950, devido ao padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade por idade ( $b_x$ ). Com o intuito de solucionar a limitação de utilizar uma função fixa de  $b_x$ , Lee & Miller (2001) propuseram a aplicação do modelo a partir desse ano, pois observaram que a partir de 1950 as taxas específicas de mortalidade de vários países desenvolvidos, acima dos 15 anos de idade, passaram a declinar a taxas muito parecidas, o que não ocorria nas décadas anteriores, quando as idades mais jovens eram as que apresentavam as taxas de declínio mais elevadas (Lee & Miller, 2001). Mas como o declínio da mortalidade do município de São Paulo teve seu início tardiamente, em relação aos países desenvolvidos (seção 3.4), é possível que o período a ser utilizado neste ajuste seja diferente do proposto pelos autores, para que a projeção através do Lee-Carter seja realizada de forma adequada.

Por fim, os resultados dessas projeções foram então utilizados na estimação de anuidades atuariais, com o intuito de mostrar a relevância de incorporar as tendências de declínio da mortalidade à estimação das obrigações futuras de planos de instituições de previdência. Isto porque atualmente é muito comum no Brasil a estimação dessas anuidades considerando tábuas de mortalidade de um único período, o que pode dar origem a uma subestimação dos gastos futuros de entidades de previdência, dadas as diferenças observadas no tempo médio de vida das coortes presentes em um determinado período e do tempo médio de vida dado pelas taxas específicas de mortalidade observadas nesse período (Schoen & Canudas-Romo, 2005; Goldstein & Wachter, 2006). Sendo assim, a abordagem aqui proposta consiste em considerar os ganhos em  $e_0$ , dados pela projeção de mortalidade aqui realizada, para estimar anuidades atuariais referentes a diferentes coortes e comparar esses resultados aos obtidos considerando a mortalidade observada em um determinado ano. Os resultados das projeções realizadas e da aplicação desses resultados aos cálculos atuariais são mostrados abaixo.



### **5.1. Projeção do nível e do padrão da mortalidade do município de São Paulo no ano 2000**

O exercício aqui realizado tem por objetivo analisar o comportamento do método Lee-Carter quando aplicado aos dados do município de São Paulo, utilizando diferentes períodos de ajuste, possibilitando assim a análise do ajuste do modelo. Para isso, os resultados das projeções para o ano 2000 foram comparados aos valores de  $e_0$ , calculados diretamente, e tomados como corretos. A esperança de vida ao nascer feminina, observada no município de São Paulo no ano 2000, foi de 76,90 anos, enquanto a masculina foi de 66,85 anos.

Ao realizar as projeções da esperança de vida ao nascer do município de São Paulo, observa-se que, em geral, os resultados são próximos dos valores observados. Como é possível observar na TAB 5.1.1, a maioria das estimativas pontuais foram próximas dos valores observados de  $e_0$ , e todas as projeções produziram intervalos de confiança que contêm o valor observado de esperança de vida ao nascer. As projeções que mais se afastaram do valor observado foram as realizadas tomando como base os períodos 1920-1960 e 1920-1970, para o sexo masculino. Mesmo nesses casos os intervalos de confiança construídos continham o valor observado.

**Tabela 5.1.1: Esperanças de vida ao nascer, observada e projetadas, e limites dos intervalos de confiança das projeções, por período de ajuste, segundo sexo – ano 2000**

Período de ajuste	$e_0$ femininas projetadas			$e_0$ masculinas projetadas		
	$e_0$ inf	$e_0$	$e_0$ sup	$e_0$ inf	$e_0$	$e_0$ sup
1920-1960	63,59	78,48	87,60	59,34	75,73	88,40
1920-1970	67,92	78,69	86,35	59,13	72,53	82,37
1920-1980	67,31	75,92	82,18	57,69	68,35	76,06
1920-1990	72,10	77,15	81,50	60,02	66,51	72,03
	$e_0$ observada 76,90			$e_0$ observada 66,85		

Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

O período de ajuste da primeira projeção foi de 1920 a 1960, e seu valor médio superestimou  $e_0$ , tanto para homens como para mulheres, o que reflete a importância do período escolhido para o ajuste do modelo. O período utilizado como base para a essa projeção foi a fase de ganhos mais expressivos em termos de  $e_0$ , durante o século XX. De 1920 a 1960 observou-se um aumento de aproximadamente 29 anos na esperança de vida ao nascer de homens paulistanos e 28 anos na das mulheres paulistanas, resultado do investimento em medidas de saúde pública, que ficaram evidentes principalmente a partir de 1940 (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Waldvogel et al, 2003). Essas medidas afetaram de forma mais efetiva a mortalidade infantil, fazendo com que as taxas de declínio da mortalidade nas primeiras idades fosse muito elevada, dando origem a altos valores de  $b_x$  nessas idades. Como o método Lee-Carter é extrapolativo, essa tendência foi projetada, dando origem a ganhos em  $e_0$  maiores que os observados em 2000. Essa superestimação se justifica pelo fato de que a tendência observada, nesse caso, não se reproduziu exatamente durante o período de projeção, uma vez que as décadas posteriores a 1960 foram marcadas por ganhos menos expressivos em esperança de vida para o estado de São Paulo (Waldvogel et al, 2003).

A década de 1960 foi marcada por uma desaceleração do crescimento de  $e_0$  no estado de São Paulo como um todo, devido ao grande crescimento populacional, que não foi acompanhado por uma expansão da infra-estrutura das cidades (Ferreira & Castiñeiras, 1996). Durante essa década a esperança de vida ao nascer masculina do município de São Paulo teve um ganho de 1,36 ano e a feminina aumentou aproximadamente 3,6 anos (seção 3.4, GRAF, 3.4.5), enquanto na década anterior esses ganhos haviam sido de aproximadamente 5 anos para ambos os sexos (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Waldvogel et al, 2003).

No entanto, é necessário atentar para o fato de que enquanto para o sexo feminino essa superestimação de  $e_0$  pela projeção média foi de menos de dois anos, para o sexo masculino foi de quase 10 anos. Diferença que se deve principalmente aos caminhos tomados pela mortalidade de cada sexo a partir do

início da década de 1980 (Ferreira & Castiñeiras, 1996; Waldvogel et al, 2003). Ainda nas décadas de 1960 e 1970, a mortalidade de homens e mulheres apresentava caminhos parecidos. Mas a partir de 1980, a mortalidade adulta masculina apresentou uma tendência diferente do que vinha sendo observado. Enquanto as mulheres obtinham ganhos em esperança de vida em todas as idades, havia um aumento da mortalidade dos homens entre 15 e 39 anos, devido ao crescimento da mortalidade por causas externas, causando a diminuição dos ganhos em  $e_0$ . Acima dos 40 anos observou-se uma relativa estabilidade das taxas de mortalidade masculinas nesse período (Ferreira e Castiñeiras, 1996; Waldvogel et al, 2003).

Esse crescimento das taxas de mortalidade entre os 15 e os 39 anos se manteve durante a década de 1990, o que fez com que os ganhos em esperança de vida masculinos fossem inferiores aos relativos às mulheres, e que os ganhos em mortalidade infanto-juvenil dos homens fossem parcialmente anulados por esse aumento da mortalidade em idades jovens adultas (Waldvogel et al, 2003). Um resultado desse crescimento das taxas de mortalidade masculinas em idades jovens foi a mudança no padrão etário da mortalidade dos homens, como pode ser observado no GRAF. 3.4.3 (Ferreira & Castiñeiras, 1998). Vale ressaltar que a mortalidade entre as idades 15 e 24 anos em 1991 era mais elevada do que a observada para esses grupos etários em 1940, o que causou uma distorção do padrão etário da mortalidade masculina de São Paulo (Ferreira & Castiñeiras, 1996). A partir do ano 2000, no entanto, tem sido observado o declínio das taxas específicas de mortalidade masculina nessas idades, aproximando novamente os padrões de mortalidade masculino e feminino (Seade, 2006).

Dentro deste contexto, é possível entender o que causou essa grande superestimação da esperança de vida ao nascer masculina para o ano 2000, pela projeção média que teve como base o período de 1920 a 1960. Este período tomado como base para a projeção foi uma fase de grandes ganhos em  $e_0$ , que foram projetados para as décadas seguintes. Contudo, os ganhos realmente

experimentados pela população de São Paulo foram mais modestos que os projetados (seção 3.4, GRAF. 3.4.5).

A segunda projeção foi realizada tomando como base o período de 1920-1970. Essa projeção também superestimou as esperanças de vida ao nascer feminina e masculina médias, mas nesse caso os valores obtidos foram mais próximos dos valores reais, para ambos os sexos. Essa aproximação dos resultados em relação aos valores observados ocorreu porque as projeções passaram a considerar a década de 1960, período de ganhos mais baixos de  $e_0$  (Waldvogel et al, 2003).

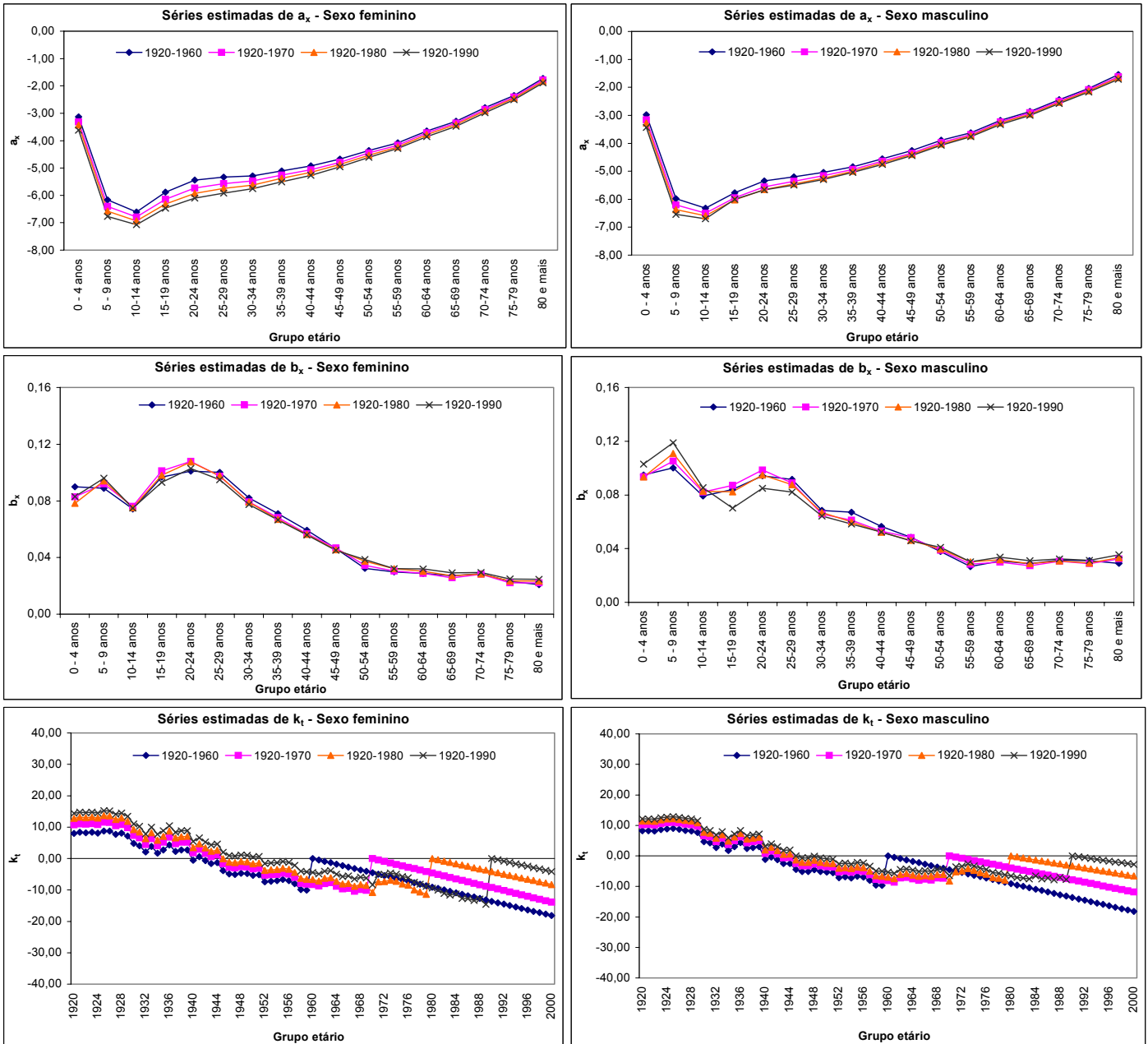
A terceira projeção, por sua vez, deu origem a resultados diferentes para homens e mulheres. Enquanto a esperança de vida ao nascer delas foi subestimada, a deles continuou sendo superestimada, mas esses resultados se aproximaram mais ainda dos valores observados. Tomando como base o período de 1920 a 1980, essa projeção passa a considerar a década de 1970, em que os ganhos em  $e_0$  ainda não eram tão expressivos. Como a década de 1980 foi marcada pelo aumento da mortalidade em idades jovens no caso masculino, é compreensível que a projeção média continue a superestimar os ganhos em  $e_0$ . Para as mulheres, a década de 1980 representou um período de retorno aos ganhos em  $e_0$ , justificando a subestimação desse valor (Waldvogel et al, 2003).

A quarta projeção teve como período de ajuste os anos de 1920 a 1990, e seus resultados foram os que mais se aproximaram dos valores observados para homens e mulheres. Enquanto para eles, houve uma subestimação de  $e_0$  média de 0,34 ano, para elas houve uma superestimação do valor médio de  $e_0$  em 2000, sendo que o valor projetado foi 0,25 ano superior ao observado. Essa aproximação dos valores projetados em relação aos observados se justifica pelas características do método, que extrapola as tendências observadas. No caso masculino, o que ocorre é que a inclusão da década de 1980 contribui para a projeção da mortalidade do ano 2000, já que incorpora mais uma década de informação sobre a mortalidade dessa população, em que a mortalidade de adultos jovens era bastante elevada (Ferreira & Castiñeiras, 1996). Para as mulheres, é importante salientar que a década de 1980 foi mais um período de

ganhos significativos em termos de  $e_0$ , e a sua inclusão aproximou o valor estimado do observado. Outra característica importante do método Lee-Carter é que quanto menor o horizonte da projeção, maior é a eficácia do método em projetar as tendências de  $e_0$  (Giroi e King, 2007).

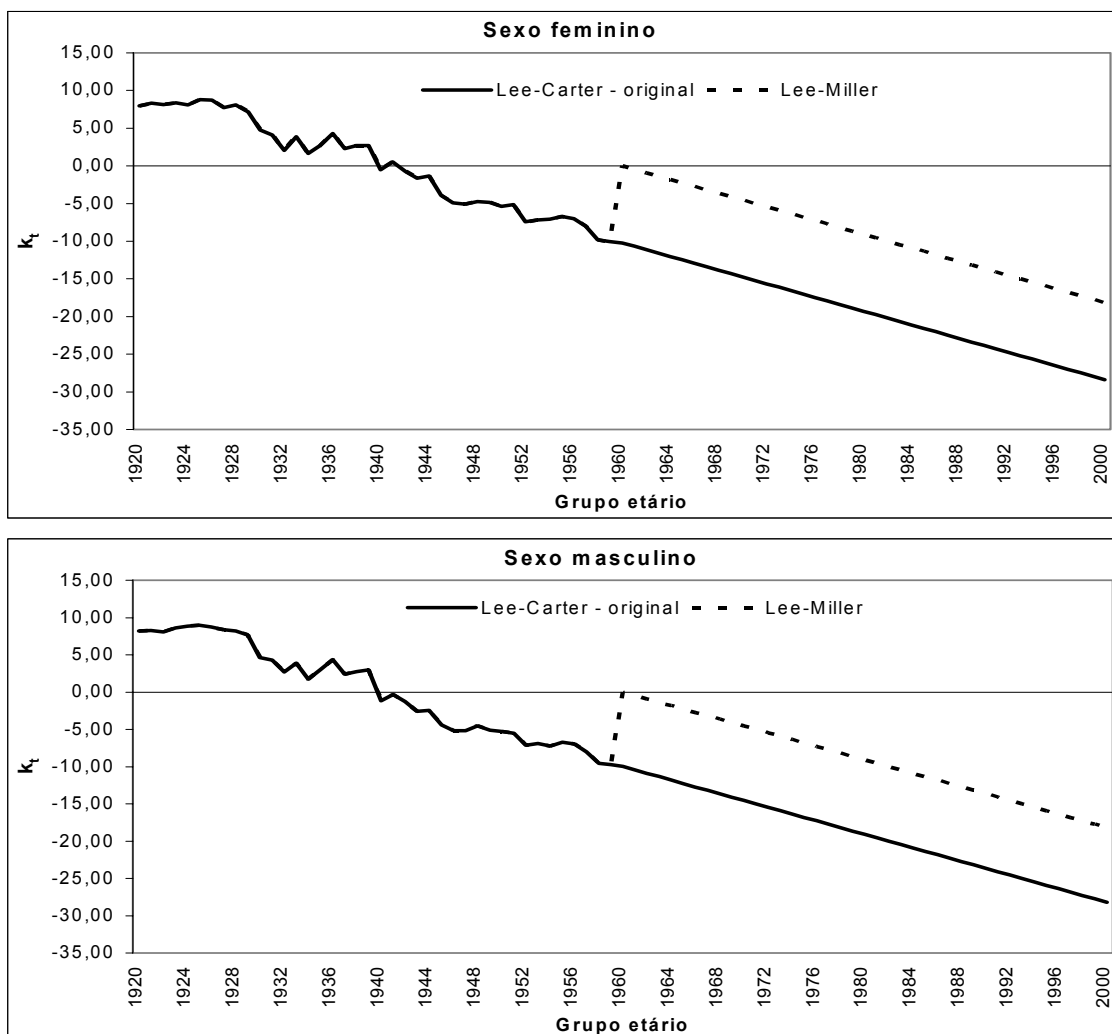
A FIG 5.1.1 mostra os parâmetros estimados no ajuste dos modelos referentes aos quatro períodos escolhidos e ambos os sexos. Como  $a_x$  representa um padrão médio da mortalidade observada durante o período de ajuste (Lee & Carter, 1992), é esperado que esse padrão médio tenha um nível cada vez mais baixo, como é mostrado na FIG 5.1.1, uma vez que nos períodos sucessivos são incluídas décadas em que a mortalidade é mais baixa, o que ocorre para ambos os sexos. Com relação a  $b_x$ , é possível observar as diferenças entre os sexos. Enquanto as séries femininas apresentam um padrão parecido, as séries masculinas sofrem modificações mais significativas com a modificação dos períodos de ajuste. Isto porque as mulheres experimentaram ganhos sucessivos em todas as idades durante todo o período analisado, ao passo que a mortalidade masculina experimentou aumento da mortalidade nas idades jovens adultas durante as duas últimas décadas do século passado (seção 3.4, GRAF. 3.4.1 e 3.4.3), o que é refletido em  $b_x$ . Como o último período tomado como base foi o único que incluiu a década de 1980, é possível entender a diminuição da magnitude de  $b_x$  nessas idades, o que significa que, com o declínio da mortalidade, representado por  $k_t$ , as taxas de mortalidade projetadas para essas idades experimentarão um declínio menor que as demais.

**Figura 5.1.1: Séries de  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_t$ , estimadas nas projeções da mortalidade do município de São Paulo, realizadas para testar o ajuste do modelo Lee-Carter, na projeção da mortalidade do ano 2000, utilizando os períodos de ajuste: 1920-1960, 1920-1970, 1920-1980 e 1920-1990**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

**Figura 5.1.2: Séries de  $k_t$  estimadas considerando e desconsiderando a restrição proposta por Lee & Miller (2001) em que  $k_t$  deve ser igual a zero no primeiro ano da projeção, com período de ajuste de 1920 a 1960**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

A FIG 5.1.1 mostra também as séries estimadas de  $k_t$ , que estão diretamente ligadas aos valores de  $e_0$  projetados para o ano 2000. É importante lembrar que a descontinuidade nessas séries é causada pela restrição proposta por Lee & Miller (2001), que faz com que o primeiro  $k_t$  estimado para o período de projeção seja igual a zero, com o intuito de iniciar a projeção com taxas de mortalidade iguais às observadas no último ano do período de ajuste. Um exemplo de como ficaria a

série de  $k_t$  se essa restrição não fosse utilizada é mostrado na FIG. 5.1.2, que apresenta duas séries de  $k_t$ , com e sem a restrição, para o período de ajuste de 1920 a 1960 e ambos os sexos. Observa-se que ao desconsiderar a restrição proposta, a série não apresenta a descontinuidade, mas é necessário lembrar que a utilização desta possibilidade dá origem a uma quebra na série de esperanças de vida estimadas, dando origem a uma superestimação de  $e_0$  já no primeiro ano da projeção, o que mostra a importância de aplicar a restrição proposta por Lee & Miller (2001).

Utilizando os conjuntos de parâmetros de cada modelo, é possível então estimar novas taxas específicas de mortalidade para o período observado e, através delas, analisar se o modelo se ajusta bem aos dados. Para essa análise foram calculadas as somas de quadrados dos resíduos<sup>12</sup> por ano para cada modelo (FIG. 5.1.3). Isto porque cada modelo foi ajustado a um período distinto, impossibilitando a comparação dos modelos através da soma de quadrados dos resíduos do modelo como um todo. A FIG. 5.1.3 mostra que a soma de quadrados dos resíduos é praticamente a mesma para todos os períodos de ajuste, sendo que esses valores são menores para os modelos femininos, o que significa dizer que os modelos femininos tiveram um melhor ajuste aos dados que os masculinos, principalmente nos primeiros anos do ajuste.

Observa-se uma tendência do método de produzir estimativas piores no início do período de ajuste, principalmente na primeira década, o que pode estar ocorrendo devido às tendências de declínio das taxas específicas de mortalidade. Na década de 1920, ainda não era claro o declínio da mortalidade do município de São Paulo. O GRAF. 3.4.5 mostra um declínio da esperança de vida ao nascer na primeira metade dessa década, e um aumento de  $e_0$  na segunda metade, o que pode ser a causa dos erros de maior magnitude nesse período.

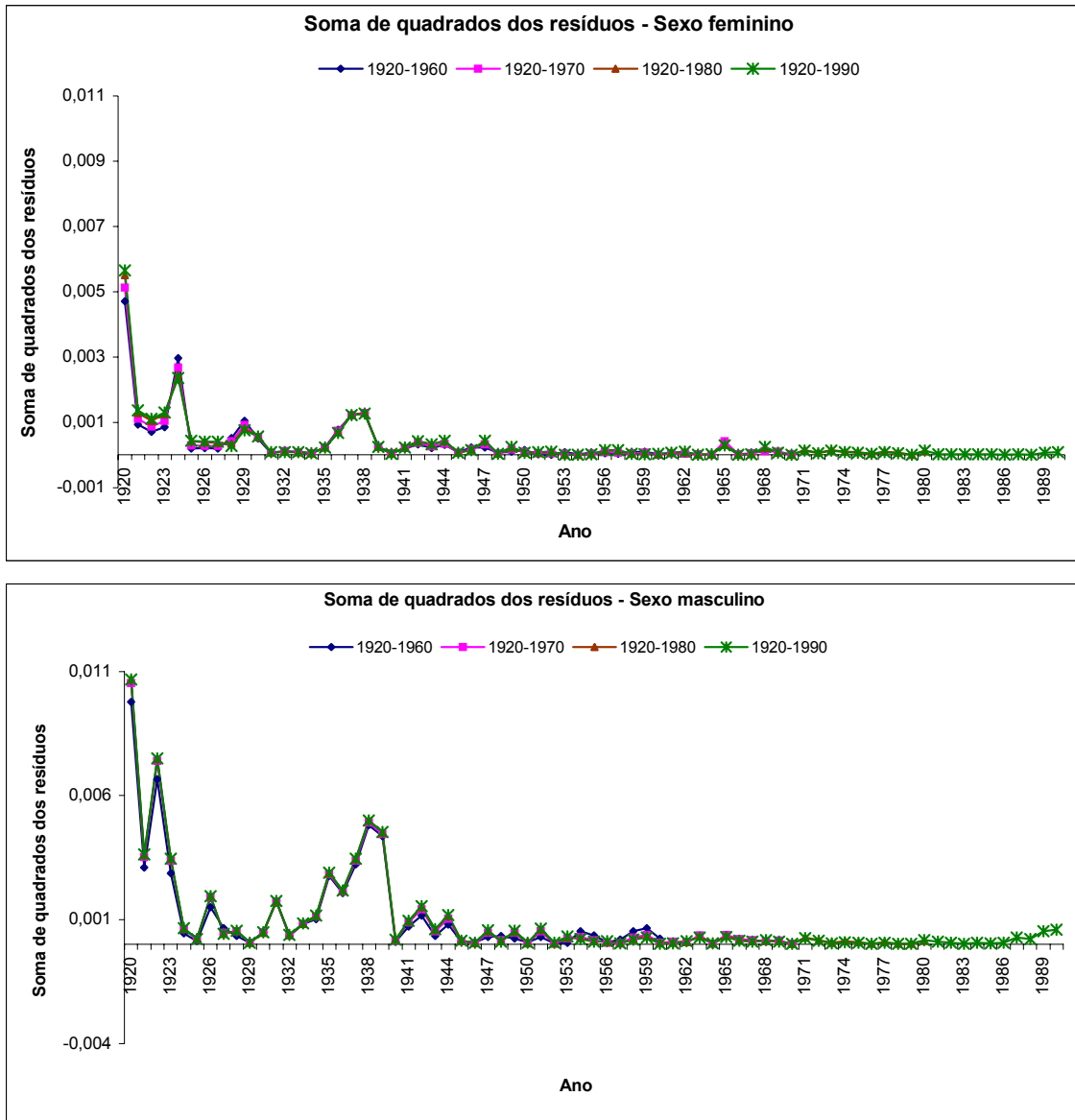
---

<sup>12</sup> A soma de quadrados dos resíduos, por ano, é calculada como segue:

$$\sum_{x=0}^{\sigma} \ln \left( {}_n m_x \right) - (a_x + b_x k_t) \quad (\text{Wilmoth, 1993; Koissi et al, 2006}).$$



**Figura 5.1.3: Soma dos quadrados dos resíduos, por ano, dos modelos ajustados para a projeção da mortalidade no ano 2000, cujos períodos de ajuste são: 1920-1960, 1920-1970, 1920-1980 e 1920-1990**

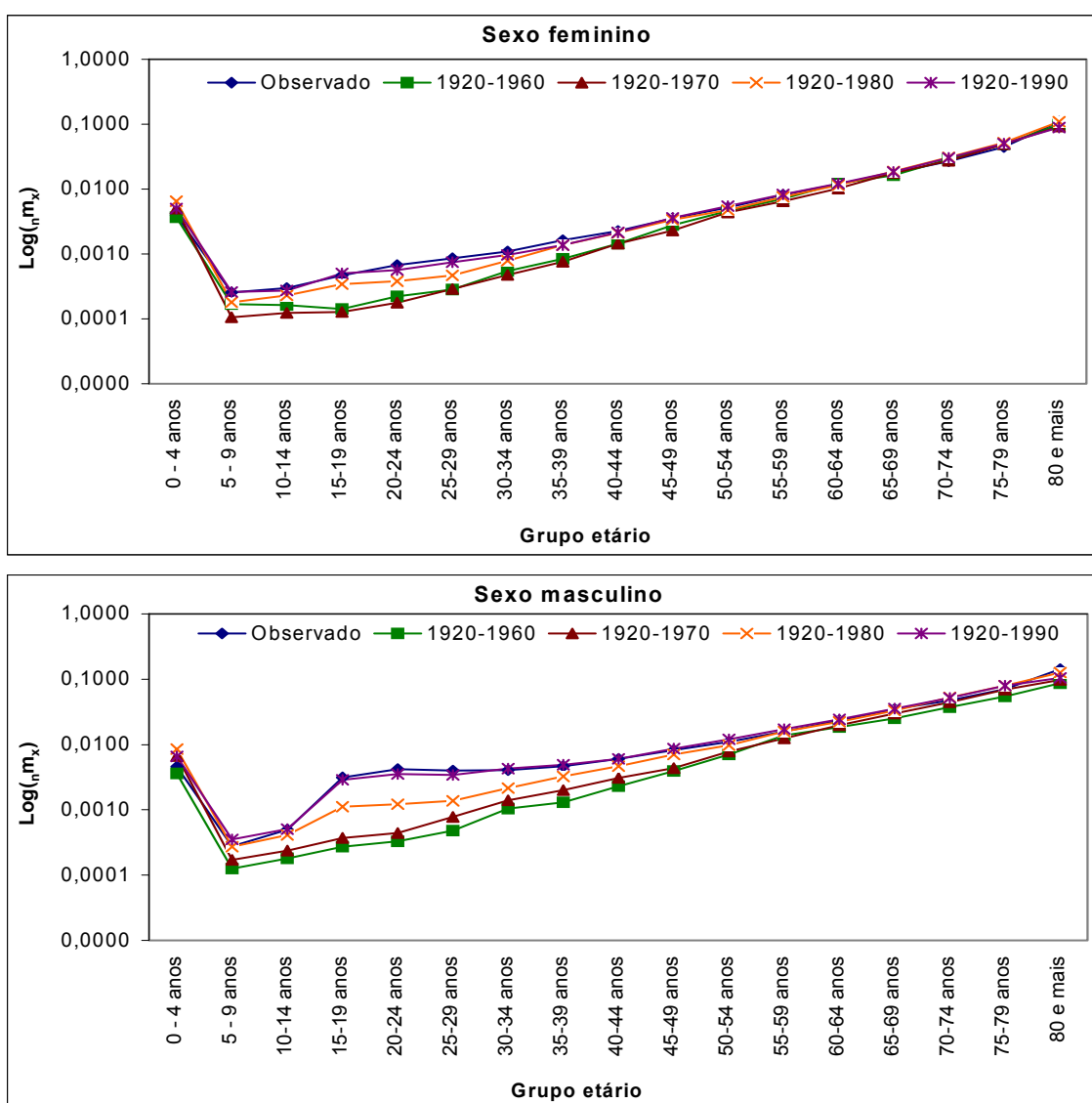


Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Além da esperança de vida ao nascer, foram estimadas as funções de mortalidade do município de São Paulo, para ambos os sexos, com base em todos os períodos de projeção. A FIG 5.1.4 mostra o padrão de mortalidade observado em 2000 e as curvas estimadas pelas quatro projeções, para ambos os sexos. Através do

mesmo é possível perceber que o método estima bem o padrão da mortalidade, uma vez que todas as projeções são próximas da curva observada, para ambos os sexos, e quanto mais próximo do ano 2000 é o final do período de projeção, melhor o resultado dessas projeções.

**Figura 5.1.4: Taxas de mortalidade específicas por idade, observadas e estimadas através da projeção da mortalidade do município de São Paulo, cujos períodos base são: 1920-1960, 1920-1970, 1920-1980 e 1920-1990 – ano 2000**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

É importante salientar ainda, que as mulheres não experimentaram o grande aumento na mortalidade adulta jovem devido às causas externas, como ocorreu com os homens, mas experimentaram um ligeiro aumento da mortalidade nesses grupos etários, como pode ser observado no GRAF. 3.4.1. Como essa mudança ocorreu após 1980, nenhuma das três primeiras projeções conseguiu prever a mortalidade nessas idades corretamente. No entanto, esse fato perde a sua relevância nas projeções para o século XXI, uma vez que já tem sido observado um declínio das taxas de mortalidade feminina nessas idades, tanto que as curvas de mortalidade em 2000 e 2005 vão perdendo a elevação característica de alta mortalidade nessas idades (GRAF. 3.4.1). Essa dificuldade de prever as taxas específicas de mortalidade nas idades adultas jovens ocorre em maiores proporções no caso masculino, visto que as taxas específicas de mortalidade projetadas para estas idades são muito distantes das taxas observadas nas três primeiras projeções (FIG. 5.1.4). Os resultados mostram mais uma característica do método utilizado, já apontada por Lee & Miller (2001), a de subestimar a esperança de vida ao nascer, que é maior com o aumento do horizonte da projeção (Giroso e King, 2007).

Analisando os resultados apresentados, resta então decidir qual teria sido o período mais adequado, para ajuste do modelo Lee-Carter, e projeção da mortalidade do município de São Paulo no ano 2000. Para ambos os sexos, as projeções que mais se aproximaram da esperança de vida ao nascer observada foram aquelas que tiveram como base o período 1920-1990. Ao observar a FIG 5.1.4, nota-se que as funções de mortalidade estimadas por essas duas projeções são muito próximas das observadas. Além disso, a FIG. 5.1.3 mostra que o ajuste de todos os modelos é muito parecido, dando origem a somas de quadrados dos resíduos muito próximas, tanto para os homens como para as mulheres. Sendo assim, optou-se por escolher o período que teria sido o mais adequado para o ajuste do modelo Lee-Carter e projeção da mortalidade do município de São Paulo, no ano 2000, com base nos resultados dessas projeções. De acordo com esses resultados, o melhor período foi aquele terminado em 1990, pois dá origem a bons resultados para ambos os sexos, representando a consistência das

projeções da mortalidade feminina e masculina do município de São Paulo. As projeções realizadas com base nesse período são as mais próximas das esperanças de vida ao nascer e das funções de mortalidade observadas, femininas e masculinas.

De posse desses resultados, é possível concluir que o método Lee-Carter se mostrou eficiente ao projetar o valor de  $e_0$ , o que nos permite acreditar na validade da utilização do método Lee-Carter para a projeção da mortalidade da população do município de São Paulo. Isto porque em geral, o modelo se ajusta bem aos dados e projeta valores muito próximos da esperança de vida ao nascer, e da função de mortalidade, observadas, além de fornecer um intervalo de confiança probabilístico que contém a esperança de vida ao nascer em todas as projeções, o que serve como insumo tanto para o desenho de políticas públicas, como para as projeções populacionais.

É essencial, no entanto, escolher com toda a cautela o período a ser utilizado como base para o ajuste do modelo, visto que mudanças como as ocorridas em idades jovens adultas podem afetar significativamente o valor estimado de  $e_0$ , dando origem a projeções errôneas desse valor, como foi observado nos testes realizados neste trabalho. Os altos níveis de mortalidade em idades jovens durante parte do período de ajuste também podem provocar uma distorção do padrão de mortalidade estimado para anos mais distantes, devido à forma de ajuste do modelo, que pode não explicar toda a variabilidade das taxas específicas de mortalidade por idade (Giroi e King, 2007). Esses períodos podem variar também em relação ao sexo, uma vez que os resultados das projeções realizadas foram diferentes para homens e mulheres, devido às diferenças nas experiências de mortalidade entre os sexos.

## **5.2. *Projeção do nível e do padrão da mortalidade do município de São Paulo durante o período de 2006 a 2100***

Após analisar a validade da utilização do método Lee-Carter para a projeção da mortalidade do município de São Paulo, partiu-se então para a operacionalização do principal objetivo desta dissertação: projetar o nível e o padrão da mortalidade do município de São Paulo até o ano de 2100. A escolha de um período de projeção tão longo se justifica pela necessidade de conhecer os caminhos futuros dessa componente tão importante na dinâmica demográfica, além de apresentar os resultados do método Lee-Carter em projeções de longo prazo. Há, porém, uma limitação à realização de projeções de longo prazo através do Lee-Carter, descrita por Girosi & King (2007) como diminuição da suavidade da projeção, que significa que o método produz bons resultados no curto e médio prazo, como foi mostrado também por outros autores (Booth et al, 2006; Koissi et al, 2006), mas quando o horizonte da projeção se torna muito longo é possível que haja distorções do padrão de mortalidade projetado (Girosi & King, 2007). Sendo assim, um motivo relevante para a realização dessa projeção até o ano de 2100 é que a mesma pode corroborar a hipótese de Girosi & King (2007).

A primeira projeção da mortalidade desse município foi realizada utilizando todo o período para o qual havia dados disponíveis (1920 a 2005) como base para projetar a esperança de vida ao nascer e as taxas específicas de mortalidade por idade até o ano de 2100. Essas estimativas também foram obtidas através dos seguintes períodos de ajuste: 1920-2000, 1930-2000, 1930-2005, 1940-2000, 1940-2005, 1950-2000 e 1950-2005. Isto porque, como já foi dito, o declínio da mortalidade experimentado por São Paulo ocorreu tardiamente e com uma velocidade diferente daquela observada nos países desenvolvidos (Seção 3.4). Sendo assim, optou-se por utilizar diferentes períodos de ajuste, a fim de analisar os resultados desse ajuste, e escolher o período mais adequado para projetar a mortalidade dos paulistanos.

Os valores de  $e_0$  estimados para o ano de 2005, ao utilizar períodos terminados em 2000, foram muito próximos do valor feminino observado, 77,56 anos (TAB. 5.2.1). Apesar de todas as projeções superestimarem este valor, a projeção que tem como base o período 1950-2000 é a que produz o valor mais próximo do observado. Para os homens, todavia, as projeções realizadas através de períodos terminados em 2000 subestimaram o valor de  $e_0$  (69,61 anos). É importante salientar que não foi possível obter a re-estimação de  $k_t$  nas projeções masculinas cujos períodos base tiveram início em 1950, uma vez que a rotina não convergiu. Nesse caso a re-estimação de  $k_t$  não foi concretizada, pois o processo iterativo realizado com o intuito de encontrar o  $k_t$  que dava origem ao valor de  $e_0$  mais próximo do observado, pode não ter conseguido uma  $e_0$  próxima o suficiente para parar esse processo.

Observando a TAB 5.2.1, nota-se que as projeções femininas cujo período de ajuste tem seu início em 1950 são também as que dão origem aos menores valores projetados para 2025, 2050 e 2100, não importando se o período de ajuste termina em 2000 ou em 2005. Os valores mais elevados de  $e_0$  são obtidos ao utilizar períodos iniciados em 1930, no caso feminino e no masculino o período que mais se destaca é aquele iniciado em 1930. As  $e_0$  femininas projetadas são mais elevadas quando o período de ajuste termina em 2000, não importando o ano tomado como início do período de ajuste. No caso masculino, em geral as projeções terminadas em 2005 dão origem a valores mais elevados de  $e_0$ . Uma possível razão para essa diferença é o fato de que o período de 2000 a 2005 representou uma desaceleração nos ganhos em  $e_0$  para as mulheres, ao passo que, para os homens, esse período representou uma aceleração de tais ganhos (GRAF 3.4.5, seção 3.4).

**Tabela 5.2.1: Esperança de vida ao nascer projetada, por período de ajuste, segundo ano da projeção e sexo**

Período de ajuste	e <sub>0</sub> femininas				e <sub>0</sub> masculinas			
	2005	2025	2050	2100	2005	2025	2050	2100
1920 - 2000	77,75	82,04	87,14	98,98	67,64	71,78	76,59	86,78
1930 - 2000	77,80	82,40	88,13	102,41	67,59	71,61	76,65	89,05
1940 - 2000	77,75	82,13	87,58	100,91	67,33	70,02	73,32	81,17
1950 - 2000	77,66	81,65	86,57	98,17	-	-	-	-
1920 - 2005	-	81,05	85,33	94,64	-	73,07	77,31	86,33
1930 - 2005	-	81,23	85,83	96,34	-	72,97	77,31	87,59
1940 - 2005	-	81,00	85,27	94,60	-	72,23	75,43	82,42
1950 - 2005	-	80,64	84,35	91,91	-	-	-	-

Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

A análise desses primeiros resultados mostra como é importante incluir o último quinquênio para o qual há dados disponíveis, pois essa decisão contribui para uma estimação mais realista de  $e_0$  durante o período de projeção. Por ser o último quinquênio do período base para a projeção, e por representar uma mudança na tendência que vinha sendo observada anteriormente, a mortalidade referente a esse período pode influenciar a projeção de forma significativa, uma vez que funciona como ponto de partida para a projeção da mortalidade durante o próximo século, dando início à tendência projetada.

A desaceleração dos ganhos em  $e_0$  feminina de 2000 a 2005 pode ser apenas uma variação como as que ocorreram em muitos períodos do século XX, mas pode ser também um reflexo do que já vem ocorrendo nos países desenvolvidos, que atingiram níveis consideravelmente altos de  $e_0$ , e vêm experimentando ganhos mais modestos há algumas décadas (Wilmoth, 2000). Já no caso masculino, a aceleração desses ganhos se dá principalmente pela redução das mortes por causas externas, que são definidas como causas evitáveis (Gonzaga, 2008), e cuja tendência de declínio é esperada (Waldvogel et al, 2003; Seade, 2006).

Os resultados de todas as projeções apontam para ganhos ainda significativos de  $e_0$  para homens e mulheres paulistanos. Para o ano de 2025, foram projetados valores femininos de esperança de vida ao nascer de 80,64 a 82,40 anos,

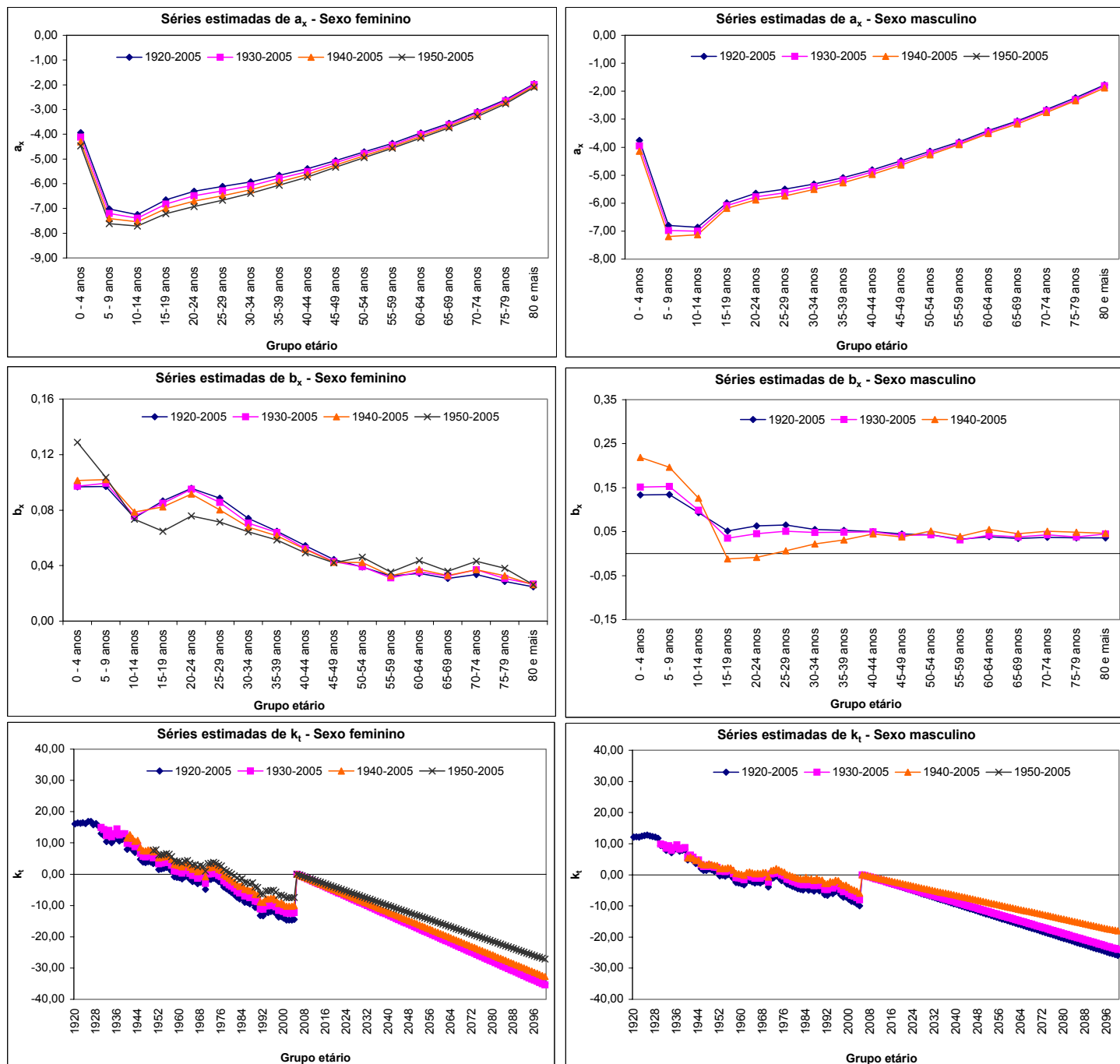
considerando todos os períodos tomados como base (TAB. 5.2.1). Já a  $e_0$  masculina projetada ficou entre 70,02 e 73,07. Para 2050, estimaram-se valores femininos entre 84,35 e 88,13 anos, e masculinos entre 73,32 e 77,31. Para 2100 esses valores variaram de 91,91 a 102,41, no caso feminino e de 81,17 a 89,05 anos, no caso masculino. Observa-se, portanto, que quanto mais distante é o ano da projeção, maiores são as diferenças entre os valores estimados de  $e_0$ , uma vez que as diferenças captadas nos períodos de ajuste são acumuladas ao longo do período de projeção. Isto porque o método Lee-Carter se baseia nas tendências observadas para projetar a mortalidade futura através de séries temporais. Esse processo é realizado acumulando a variação observada no período de ajuste, dada pelo parâmetro  $c$ , que vai sendo somada ano a ano a  $e_0$  para se tenha o valor projetado (seção 4.1.1.2). Como os períodos observados representam diferentes experiências de mortalidade, a variação observada e projetada também é diferente.

Considerando os resultados já apresentados, nota-se a importância de escolher corretamente o período utilizado como base para a projeção da esperança de vida ao nascer e das taxas específicas de mortalidade por idade, utilizando séries temporais. É necessário então, escolher qual o melhor ano para o início do período de ajuste para a projeção da mortalidade do município de São Paulo, durante o século XXI, dado que se optou por trabalhar com períodos terminados em 2005.

A FIG 5.2.1 apresenta os parâmetros dos modelos estimados, referentes aos períodos iniciados em 1920, 1930, 1940 e 1950, para ambos os sexos. Com relação às séries de  $a_x$ , observa-se novamente que quanto mais recente é o período tomado como base, mais baixo é o nível da mortalidade, tanto para homens quanto para mulheres. É importante ressaltar as altas taxas de mortalidade em idades adultas jovens masculinas, observadas nesses padrões. Mesmo pertencendo a apenas uma parte dos períodos base, essas taxas sobressaem no padrão médio masculino.



**Figura 5.2.1: Séries de  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_t$ , estimadas nas projeções da mortalidade do município de São Paulo, de 2006 a 2100, utilizando os períodos de ajuste: 1920-2005, 1930-2005, 1940-2005 e 1950-2005**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

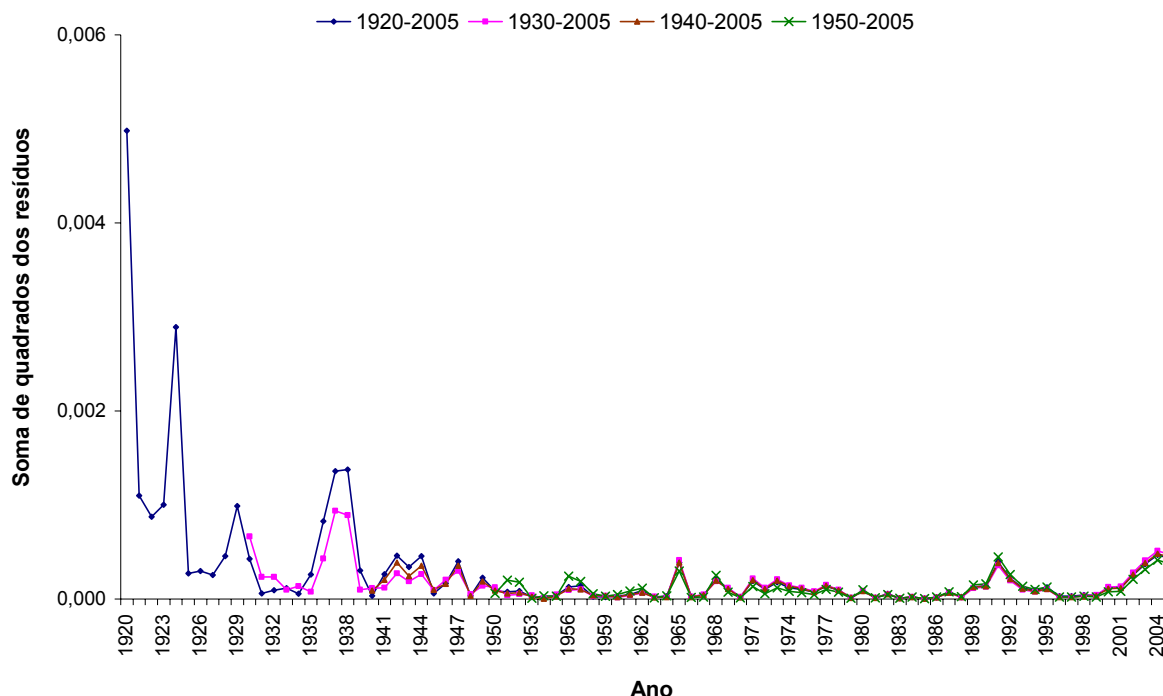
Com relação a  $b_x$ , a mudança no perfil de declínio das taxas específicas de mortalidade femininas é clara. A série de  $b_x$  estimada com base no período iniciado em 1950 é consideravelmente diferente das demais, que são muito próximas (FIG. 5.2.1). Essa diferença corrobora os achados de Lee & Miller (2001) para alguns países desenvolvidos. De acordo com os autores, entre 1900 e 1950 era observado um padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade, em que as taxas de declínio mais elevadas eram concentradas nas idades jovens. Mas a partir de 1950, observa-se um novo padrão de declínio das taxas específicas de mortalidade por idade naqueles países, caracterizado por taxas de declínio muito parecidas a partir dos 15 anos de idade (Lee & Miller, 2001). Vale ressaltar que, de acordo com as análises já realizadas neste trabalho, a mortalidade da população paulistana vem experimentando declínios desde a década de 1920. Mas, com o passar do tempo e com a diminuição das taxas específicas de mortalidade em todas as idades, mudam também os grupos etários em que as essas taxas sofrerão maiores declínios no futuro, o que está de acordo com o esperado por Lee & Miller (2001). Um exemplo é a mortalidade na infância que, mesmo tendo passado por um declínio considerável durante o século XX (seção 3.4, GRAF. 3.4.1), ainda permanece em níveis mais elevados do que os observados nos países desenvolvidos (Seade, 2007; Gonzaga, 2008, 2009). Por isso, acredita-se que ainda há espaço para um declínio futuro das taxas de mortalidade na infância, para ambos os sexos e, conseqüentemente, um aumento da esperança de vida ao nascer, muito influenciada por essas taxas.

A mortalidade das mulheres adultas jovens também tem um peso não desprezível em  $e_0$ . Nas primeiras décadas do século passado, a mortalidade nesses grupos etários ainda era elevada devido à mortalidade materna, sendo que em 1920 aproximadamente 8,10‰ mulheres morriam entre 15 e 35 anos. No entanto, com o decorrer do século, a mortalidade nessas idades passou por um declínio significativo, fazendo com que as taxas de mortalidade femininas em idades adultas jovens sejam muito mais baixas atualmente. Em 2005, aproximadamente 0,55‰ mulheres morriam entre 15 e 35 anos. Além disso, o aumento da mortalidade de homens adultos jovens no final do século passado não foi

acompanhado pela mortalidade feminina (Waldvogel et al, 2003), o que nos leva a acreditar que essas taxas de mortalidade permanecerão em baixos níveis, variando relativamente pouco com o declínio futuro da mortalidade.

Um ponto importante para a escolha do modelo adequado para a projeção da mortalidade feminina do município de São Paulo é a análise do ajuste do modelo, que foi realizada através da soma de quadrados dos resíduos por ano. O GRAF. 5.2.1 mostra que o ajuste dos quatro modelos é muito parecido, com as somas de quadrados dos resíduos próximas de zero, e os valores mais elevados durante as décadas de 1920 e 1930. Sendo assim, os modelos cujas somas de quadrados dos resíduos são mais próximas de zero são aqueles cujo período de ajuste é 1940-2005 e 1950-2005.

**Gráfico 5.2.1: Soma dos quadrados dos resíduos, por ano, dos modelos ajustados para a projeção da mortalidade de 2006 a 2100, cujos períodos de ajuste são: 1920-2005, 1930-2005, 1940-2005 e 1950-2005**



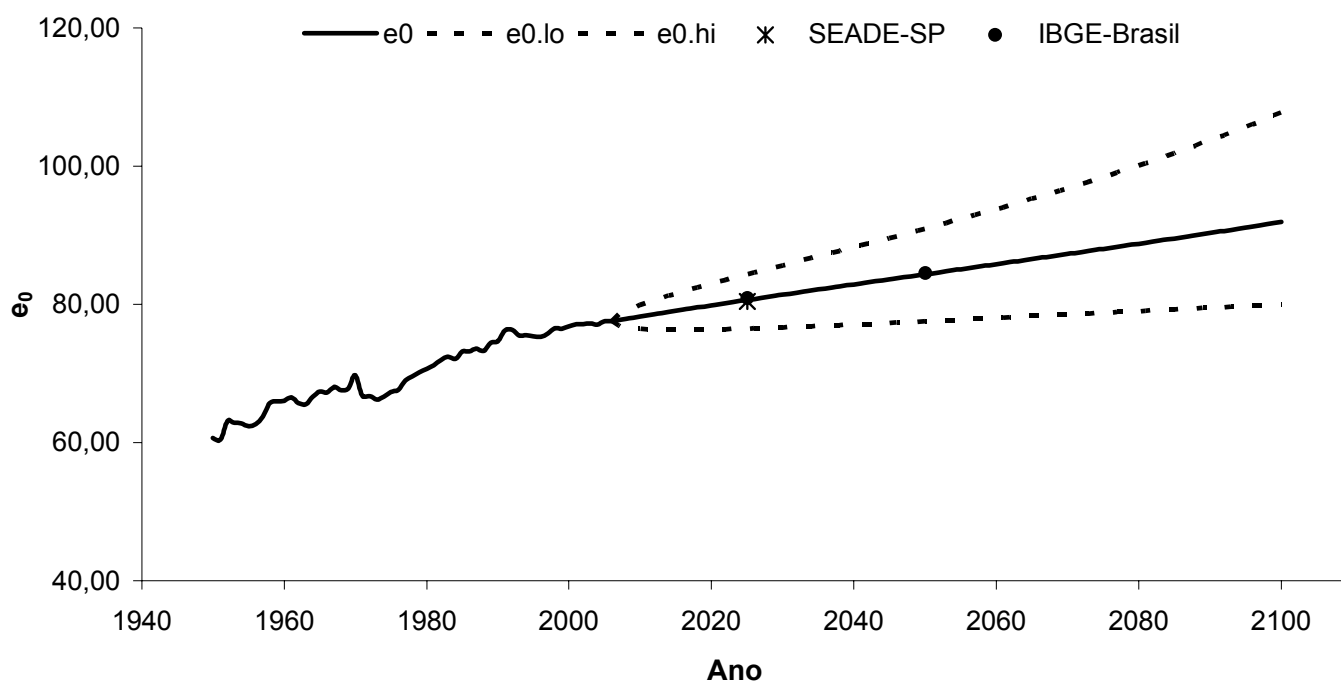
Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos

Portanto, é essencial escolher um período cuja forma de  $b_x$  seja a mais coerente com o que se espera para a mortalidade durante o século XXI, além de um modelo que apresente as menores somas de quadrados dos resíduos possíveis. Analisando a FIG 5.2.1, em que são mostrados todos os conjuntos de  $b_x$  estimados para os quatro períodos de interesse, nota-se que o conjunto estimado através do período 1950-2005 é o que mais condiz com as expectativas em relação às mudanças da mortalidade pelo menos até a metade deste século, em que ainda deve haver declínio da mortalidade na infância, além da queda, em menor proporção, da mortalidade em todos os demais grupos etários (Waldvogel et al, 2003). Mais uma razão para a escolha deste período é a menor importância, dada pelo modelo, à mortalidade em idades jovens adultas. Espera-se que estas taxas não variem tanto como resposta a variações em  $k_t$ . Além disso, é necessário observar os maiores valores dos  $b_x$ 's associados às idades avançadas, quando se utiliza o período iniciado em 1950 para ajuste do modelo. Assim como Lee & Miller (2001) mostraram, para alguns países desenvolvidos, a série de  $b_x$  tende a se tornar cada vez mais horizontal, como o que está ocorrendo com esta série referente à mortalidade feminina do município de São Paulo. Além disso, o GRAF. 5.2.1 mostra que o modelo ajustado ao período 1950-2005 é o que apresenta os valores mais baixos de soma de quadrados dos resíduos, sendo mais uma razão para a escolha desse período para o ajuste do Lee-Carter e projeção da mortalidade feminina do município de São Paulo.

Escolhido o período a ser tomado como base para essa projeção, é possível mostrar os resultados provenientes da mesma. O GRAF 5.2.2 apresenta as esperanças de vida ao nascer, observadas durante o período de ajuste, e projetadas de 2006 a 2100 pelo método Lee-Carter, além do intervalo de confiança em torno desta projeção. O GRAF 5.2.3 apresenta as taxas específicas de mortalidade observadas e projetadas por esse método, para os anos múltiplos de 10. Isto porque o menor número de curvas proporciona uma melhor análise das funções de mortalidade apresentadas.

Vale lembrar que os resultados encontrados aqui corroboram a literatura, no que diz respeito ao nível esperado da mortalidade nas próximas décadas. Segundo Waldvogel et al (2003), a esperança de vida ao nascer feminina, esperada para o ano de 2025 no estado de São Paulo, é de 80,38 anos, um pouco mais baixa do que a projetada aqui para a capital do estado. Esse resultado pode ser considerado plausível, devido às melhores condições socioeconômicas da população paulistana em relação à população do estado.

**Gráfico 5.2.2: Esperanças de vida ao nascer, observadas e projetadas, e intervalo de confiança da projeção – Sexo feminino**

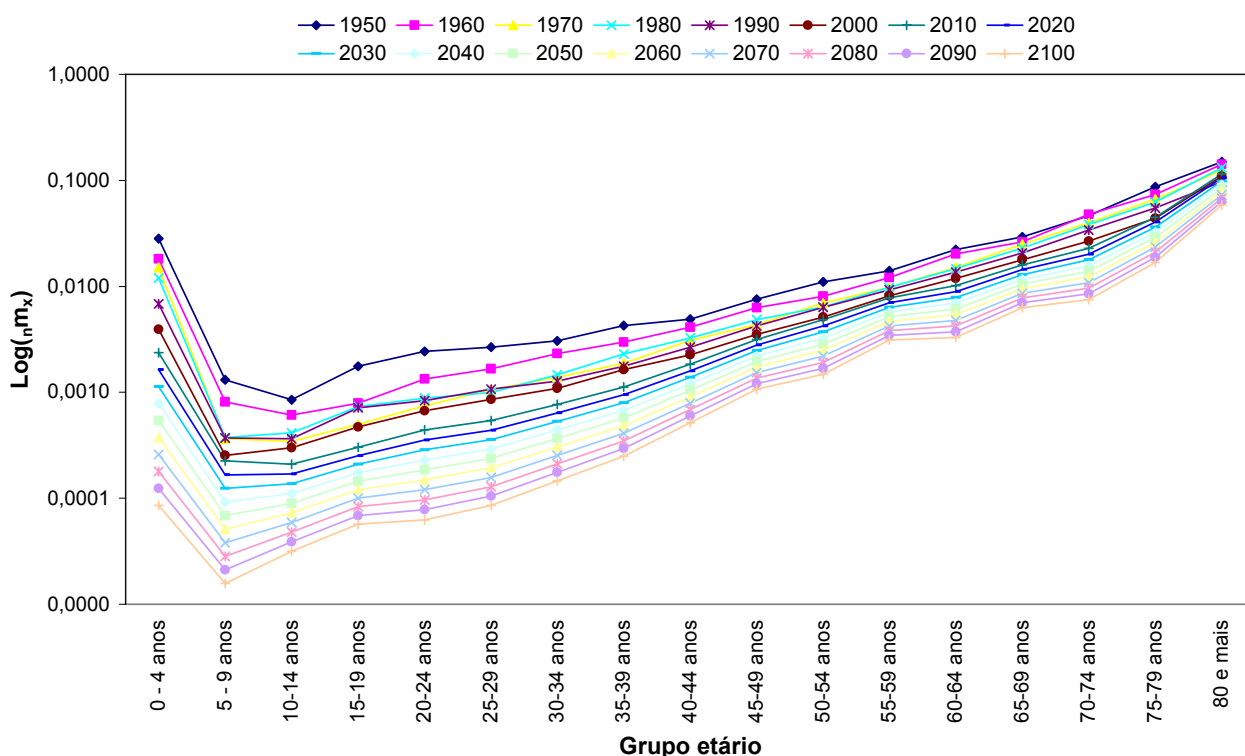


Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Esse valor se aproxima também daquele esperado pelo IBGE para as mulheres brasileiras em 2025. De acordo com o IBGE, a esperança de vida ao nascer dessas mulheres será de 80,90 anos em 2025 e 84,50 em 2050 (IBGE, 2008). O valor esperado pelo IBGE é mais elevado que o obtido neste trabalho no ano de

2025, mas é mais baixo em 2050, o que deve ocorrer devido à diferença na metodologia utilizada na estimação. Espera-se que  $e_0$  seja mais elevada em São Paulo, pois este é o estado brasileiro mais desenvolvido em termos socioeconômicos (Berquó & Gonçalves, 1974; Wood & Carvalho, 1994).

**Gráfico 5.2.3: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade, observadas e projetadas para o município de São Paulo – 1950 a 2100 – Sexo feminino**



Como é possível observar no GRAF 5.2.3, a projeção da mortalidade feminina do município de São Paulo, pelo método Lee-Carter, aponta para a continuação dos ganhos em esperança de vida ao nascer durante o século XXI. Espera-se, entretanto, um crescimento menos acelerado neste século, em relação ao século passado. No que diz respeito ao padrão da mortalidade feminina de São Paulo, espera-se que haja um declínio no nível da mortalidade feminina em todas as idades. Um ponto importante a ser observado é que o declínio da mortalidade no

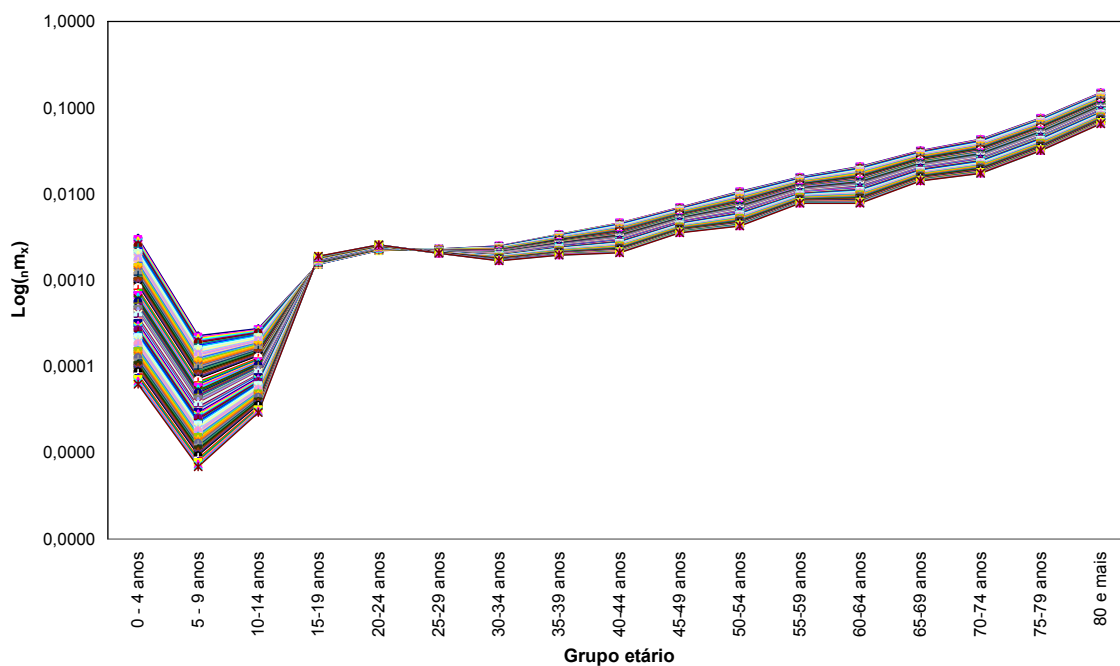
grupo etário de 10 a 14 anos parece ser um pouco menor que nos demais grupos etários. Esse resultado pode ser coerente, mas pode também ser o reflexo do que Girosi & King (2007) chamam de diminuição da suavidade da projeção, que pode ser entendida como o aparecimento de distorções no padrão da mortalidade projetado, quando essas projeções são de longo prazo (Girosi & King, 2007).

Os resultados masculinos, no entanto, foram muito diferentes dos femininos. Observa-se que as séries de  $b_x$  chegam a apresentar valores negativos nas idades jovens adultas, o que significa que pode haver aumento da mortalidade nessas idades com o passar do tempo, uma vez que as séries projetadas de  $K_t$  são todas decrescentes. Essas características são refletidas diretamente nas projeções da mortalidade masculinas, fazendo com que o aumento da mortalidade nas idades jovens nas duas últimas décadas do século XX influencie muito o padrão estimado da mortalidade masculina ao longo deste século. Um exemplo é a projeção construída tomando como base o período de 1940 a 2005. O GRAF 5.2.4 mostra os padrões de mortalidade estimados por essa projeção. Como é possível observar, as tendências do passado são refletidas no futuro, causando a distorção do perfil de mortalidade masculina do município de São Paulo, o que não pode ser considerado um resultado plausível, dado que já se observa uma diminuição da magnitude das taxas específicas de mortalidade nessas idades (Seade, 2006).

Essa distorção ocorre devido à característica do Lee-Carter, que pode ser definido como um caso especial de análise de componentes principais, em que os logaritmos das taxas de mortalidade são resumidos utilizando apenas a primeira componente principal (Girosi & King, 2007). Segundo Girosi e King (2007), o método só se ajusta bem quando a maior parte da variância do modelo pode ser explicada pela primeira componente principal, o que não acontece quando se analisa a mortalidade de populações em que há muitos óbitos por causas externas, por exemplo. Nesse caso, a projeção sofre com distorções como a observada na mortalidade masculina de São Paulo (GRAF 5.2.4).

Sendo assim, não é possível tomar os resultados dessa projeção como os melhores, uma vez que a causa desse ajuste ruim é o longo período em que as taxas de mortalidade em idades jovens adultas permaneceram elevadas, não sendo apenas uma variação pontual da tendência, como o pico causado em 1918 pela epidemia de gripe espanhola na população dos Estados Unidos, para onde o método foi desenvolvido (Lee & Carter, 1992). Com o intuito de suavizar a série de  $k_t$ , referente a esta população, Lee & Carter (1992) utilizaram uma variável *dummy*, na etapa de projeção de  $k_t$ , considerando aquela variação como uma anomalia. Porém, no caso do município de São Paulo optou-se por não utilizar esse recurso devido ao longo período em que a mortalidade nessas idades é elevada, não sendo possível caracterizar esse período como anomalia. Isto porque pelo menos os últimos 25 anos de todos os períodos tomados como base apresentam altas taxas de mortalidade masculina adulta (Waldvogel, 2003).

**Gráfico 5.2.4: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade projetadas para o município de São Paulo de 2006 a 2100, tomado como base o período 1940-2005 – Sexo masculino**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos



Com o intuito de mostrar que as altas taxas de mortalidade jovem adulta do período de 1980 a 2005 foram a principal razão das distorções observadas nos padrões projetados, optou-se então por refazer as projeções até o ano de 2100, utilizando dois pressupostos para a mortalidade durante o período de 1980 a 2005: que a mortalidade desse período era aquela projetada pelo método Lee-Carter, tomando como base o período 1920-1980. Apesar de ter concluído que o período mais adequado para a projeção da mortalidade de São Paulo para o ano 2000 foi aquele terminado em 1990, utilizou-se aqui o período terminado em 1980, devido à necessidade de retirar do período de ajuste os anos marcados por altas taxas de mortalidade jovem adulta; o segundo pressuposto consiste em considerar que os óbitos devido às causas externas ocorreram devido a todas as outras causas. Este pressuposto foi colocado em prática através da aplicação de tábuas de mortalidade de múltiplo decremento, por meio das quais é possível estimar como seria a mortalidade de uma população se determinada causa de óbito não existisse (Preston et al, 2003). Assim foi possível comparar os resultados obtidos das três formas distintas. Os resultados dessas novas projeções serão mostrados adiante.

### **5.2.1. Projeção da mortalidade masculina do município de São Paulo utilizando as experiências de mortalidade obtidas através das alternativas propostas para o período de 1980 a 2005**

Para a realização da primeira projeção alternativa da mortalidade masculina de São Paulo foi utilizada uma das projeções já existentes, realizadas para testar o ajuste do Lee-Carter para a projeção da mortalidade do ano 2000. Tomando como base o período de 1920 a 1980, as taxas específicas de mortalidade para o período de 1980 a 2005 foram então estimadas através das séries de  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_t$ , já construídas por meio do método Lee-Carter. Essa série projetada de taxas específicas de mortalidade foi utilizada para substituir os valores observados no

mesmo período. Assim, obteve-se uma nova série de taxas de mortalidade masculina, por grupo etário, de 1920 a 2005.

A segunda projeção alternativa da mortalidade masculina do município de São Paulo foi realizada através da série de taxas de mortalidade observadas de 1920 a 1980 e, a partir deste ano foram utilizadas as taxas específicas de mortalidade que teriam sido observadas no município de São Paulo se os óbitos por causas externas tivessem ocorrido por todas as demais causas. A construção dessa série de taxas específicas de mortalidade é possível através da utilização do processo de múltiplos decrementos, que considera que as pessoas de uma coorte estão expostas a vários riscos ao mesmo tempo, o que também é chamado de situação de riscos competitivos. No contexto da mortalidade, os riscos competitivos são as diferentes causas de óbito, ou seja, os indivíduos de uma população estão expostos ao risco de morrer por várias causas ao mesmo tempo (Preston et al, 2003).

Como a análise realizada nesta dissertação utiliza taxas específicas de mortalidade de período, aplicou-se também a metodologia de construção de tábuas de múltiplo decremento de período, que possibilita a obtenção de uma tábua de mortalidade de único decremento, ou causa de óbito, associada à tábua de mortalidade geral, por todas as causas. Assim, foram construídas, para todos os anos entre 1980 e 2005, tábuas de mortalidade cujo decremento é “todas as causas, exceto causas externas”, também chamadas de tábuas de “causa excluída” (Preston et al, 2003). Uma das possíveis formas de estimar essa nova tábua é a utilizando a seguinte relação:

$$\mu^i(a) = R^i \cdot \mu(a) \quad \text{para } x \leq a \leq x+n \quad (5.1)$$

Segundo a qual, a função da força de mortalidade pela causa  $i$  ( $\mu^i(x)$ ) é proporcional à função da força de mortalidade por todas as causas combinadas no intervalo etário  $x$  a  $x+n$  (Preston et al, 2003).  $R^i$  é a constante de proporcionalidade para o decremento  $i$  nesse intervalo, e pode ser obtida através da razão entre os

decrementos observados pela causa  $i$  e os decrementos observados por todas as causas (Preston et al, 2003), dada por:

$$R^i = \frac{{}_n D_x^i}{{}_n D_x} \quad (5.2)$$

Nesse caso, a função  ${}_n p_x$  da tábua sem causas externas será uma função do  ${}_n p_x$  da tábua de vida por todas as causas (Preston et al, 2003), sendo calculada como segue:

$${}_n P_x^i = [{}_n p_x]^{R^i} \quad (5.3)$$

Uma vez estimada a função  ${}_n p_x$ , pela causa  $i$ , é possível construir a tábua de vida associada, sem a causa de interesse que, neste trabalho, é o grupo de causas externas de mortalidade.

De posse dessas séries projetou-se novamente, para ambos os cenários, a mortalidade dos homens paulistanos tomando como base os seguintes períodos: 1920-2005, 1930-2005, 1940-2005 e 1950-2005. As esperanças de vida ao nascer projetadas para os anos de 2025, 2050 e 2100 são apresentadas na TAB 5.2.1.1.

**Tabela 5.2.1.1: Esperança de vida ao nascer projetada, por período de ajuste e cenário, segundo ano da projeção – Sexo masculino**

Período de ajuste	$e_0$		
	2025	2050	2100
${}_n m_x$ 's projetadas no período de 1980 a 2005			
1920 - 2005	73,91	78,94	89,51
1930 - 2005	73,97	79,33	91,79
1940 - 2005	73,39	77,92	87,42
1950 - 2005	72,86	76,55	83,26
${}_n m_x$ 's sem causas externas - Múltiplo decremento			
1920 - 2005	75,59	79,64	88,46
1930 - 2005	75,66	79,89	89,75
1940 - 2005	75,22	78,72	85,90
1950 - 2005	74,90	77,79	82,91

Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

É importante ressaltar que, ao utilizar pressupostos para estimar a mortalidade de um determinado ano, é possível que a esperança de vida ao nascer obtida para aquele ano seja diferente da realmente observada (Preston et al, 2003). Ao utilizar a mortalidade projetada de 1980 a 2005, o valor de  $e_0$  estimado para 2005 foi de 69,63 anos. Já ao utilizar a metodologia de tábuas de múltiplo decremento, o valor estimado de  $e_0$  para este ano foi de 72,34 anos, valor quase três anos mais elevado que a esperança de vida ao nascer real (Gotlieb, 1981). Esse alto valor se explica pelo fato de que as mortes por causas externas estão concentradas em idades adultas jovens e, ao construir uma tábua de vida sem essas causas, os óbitos que se deveriam às mesmas são redistribuídos entre as demais causas, que não atingem as mesmas idades, se distribuindo por todos os grupos etários, o que contribui para o aumento da esperança de vida ao nascer. Sendo assim, as novas projeções já partem de valores mais elevados de  $e_0$ .

Observando a TAB 5.2.1.1, nota-se que as projeções realizadas através do cenário que utiliza múltiplo decremento para retirar as causas externas estimam um menor crescimento de  $e_0$  até 2100. Essas projeções partem de valores mais elevados de esperança de vida, devido à utilização do múltiplo decremento e apresentam valores projetados de  $e_0$  mais elevados também em 2025 e 2050. Mas ao chegar em 2100, as projeções realizadas pelo cenário utilizando taxas projetadas entre 1980 e 2005 apresentam valores mais elevados de  $e_0$ , ou seja, a projeção realizada com base no primeiro cenário resulta em um maior crescimento dos valores de  $e_0$ .

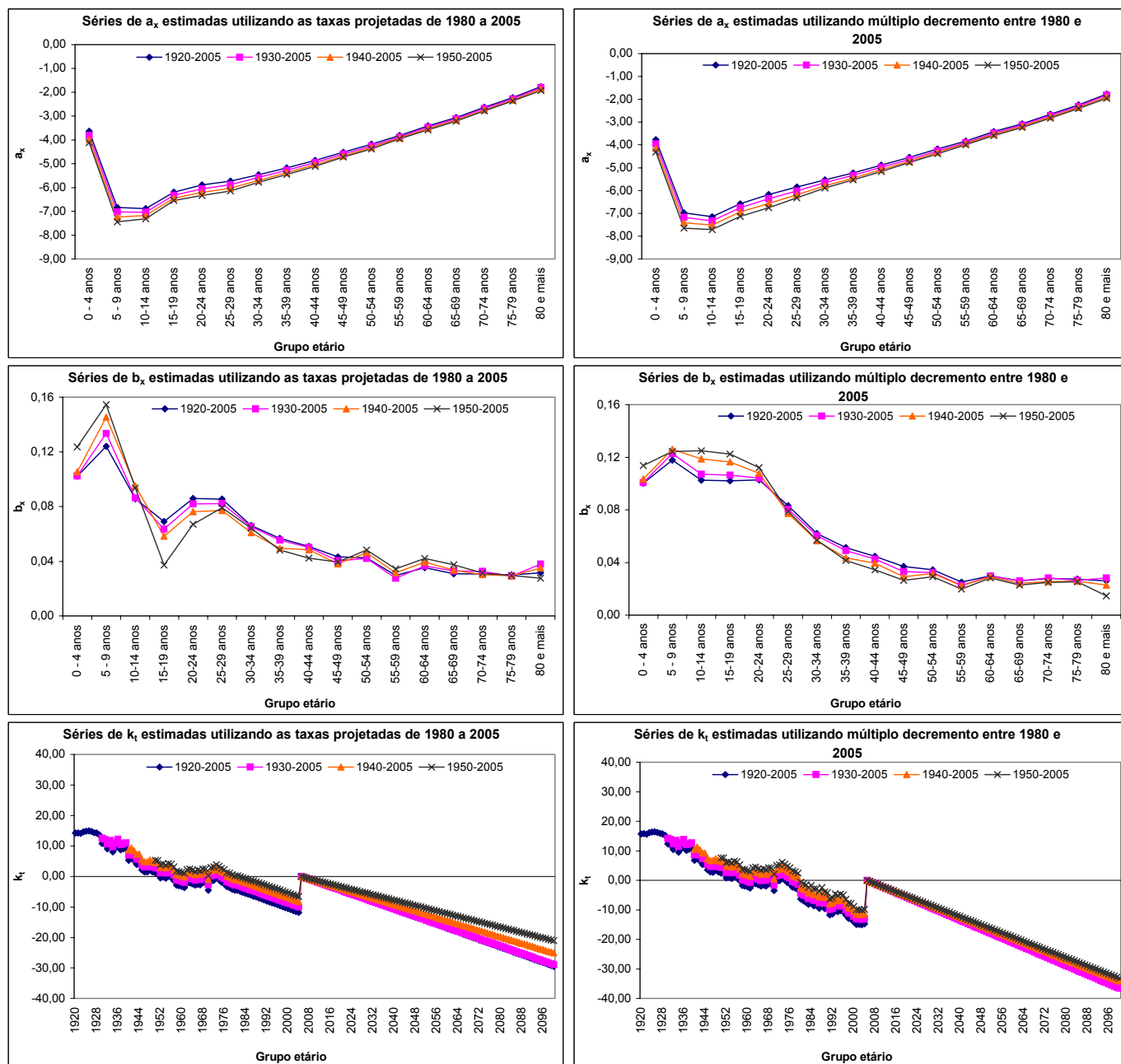
Os parâmetros estimados no ajuste do modelo às duas séries de mortalidade construídas por meio dos pressupostos são apresentadas na FIG 5.2.1.1. Como é possível observar, a utilização do primeiro pressuposto não foi suficiente para retirar todo o efeito da alta mortalidade em idades jovens adultas, uma vez que as séries de  $a_x$  estimadas por meio de todos os períodos base ainda apresentam valores um pouco elevados para a mortalidade nessas idades. Isto pode estar acontecendo porque, apesar de a década de 1980 representar a fase em que as causas externas passam a se destacar entre as principais causas de óbito do

estado de São Paulo, desde a década de 1960, essas causas já vem desempenhando um papel não desprezível na mortalidade de adultos jovens do município (Vermelho & Jorge, 1996; Waldvogel et al, 2003).

As séries de  $b_x$ , por sua vez, refletem essa tendência, dando menos importância à mortalidade nas idades adultas jovens, ou seja, considerando um declínio menos expressivo nessas idades em resposta a variações em  $k_t$ , do que o declínio esperado na mortalidade na infância, por exemplo. Esse padrão costuma aparecer em populações de esperanças de vida ao nascer mais elevadas, como é o caso das mulheres paulistanas e populações de países desenvolvidos (Lee & Miller, 2001). As séries de  $k_t$  também são mostradas na FIG 5.2.1.1, sendo decrescentes em todo o período. As projeções dessa série com base nos diferentes períodos observados são muito próximas.

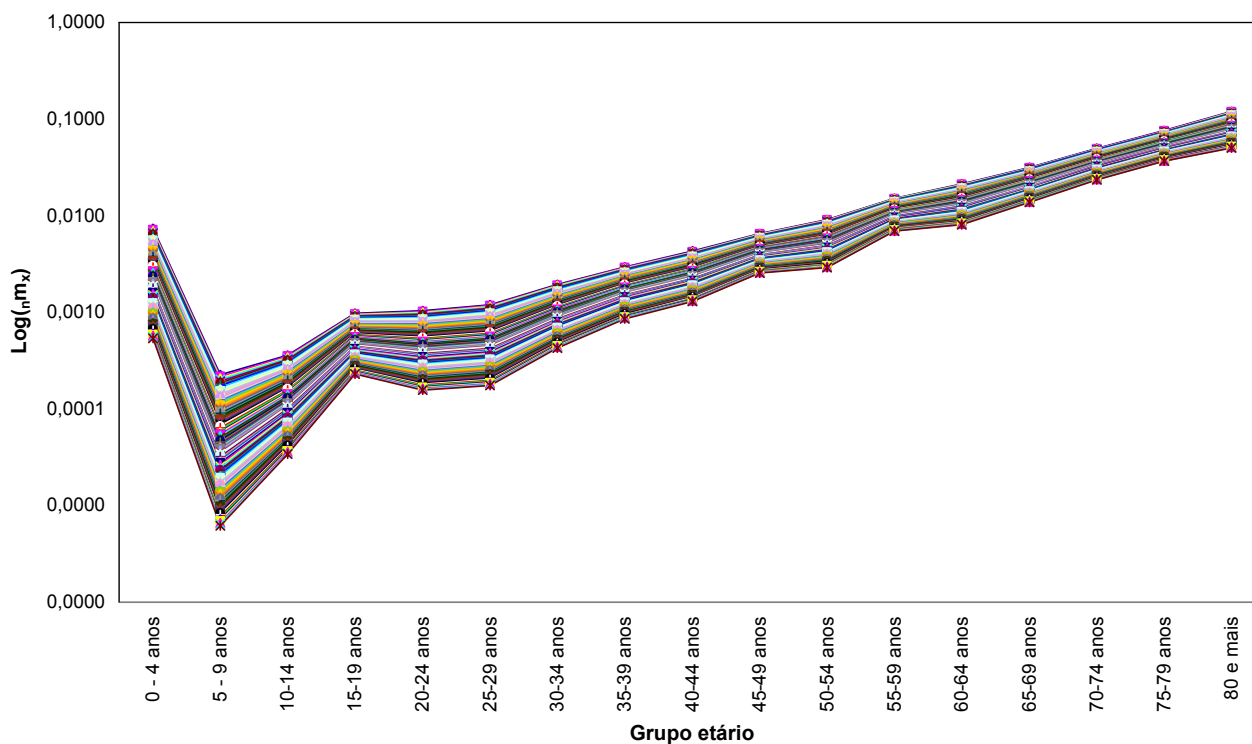
Como foi mostrado anteriormente, essas características dos parâmetros estimados são refletidas diretamente nas funções de mortalidade projetadas. Um exemplo é a projeção construída tomando como base o período de 1940 a 2005, utilizando o primeiro cenário cujas taxas específicas de mortalidade entre 1980 e 2005 são projetadas. O GRAF 5.2.1.1 mostra os padrões de mortalidade estimados por essa projeção. Como é possível observar, mesmo utilizando a mortalidade projetada para o período de 1980 a 2005, as projeções indicam que até o final do século XXI haverá um grande aumento da mortalidade nas idades adultas jovens, o que não condiz com o esperado, ou seja, a redução da mortalidade nessas idades.

**Figura 5.2.1.1:  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_t$ , estimados nas projeções da mortalidade do município de São Paulo, de 2006 a 2100, utilizando os cenários construídos para a mortalidade de 1980 a 2005, e os períodos de ajuste: 1920-2005, 1930-2005, 1940-2005 e 1950-2005**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

**Gráfico 5.2.1.1: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade projetadas para o município de São Paulo de 2006 a 2100, cujo período base foi 1940-2005, considerando o pressuposto de que a mortalidade durante o período de 1980 a 2005 foi a projetada tendo como base o período de 1920 a 1980 – Sexo masculino**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos

Analisando a FIG 5.2.1.1, nota-se que o ajuste do modelo à série de taxas de mortalidade sem causas externas, a partir de 1980, deu origem a melhores resultados do que o modelo estimado utilizando taxas específicas de mortalidade projetadas para esse período. Nenhuma das séries de  $a_x$  estimadas, considerando esse pressuposto, apresenta taxas elevadas de mortalidade em idades adultas jovens. As séries de  $b_x$ , estimadas por este pressuposto são muito mais suaves que as estimadas através das duas outras projeções, utilizando todas as taxas observadas e considerando o primeiro pressuposto. Além disso, independente do período de ajuste, todas as séries de  $b_x$  tem valores elevados nas idades adultas jovens.

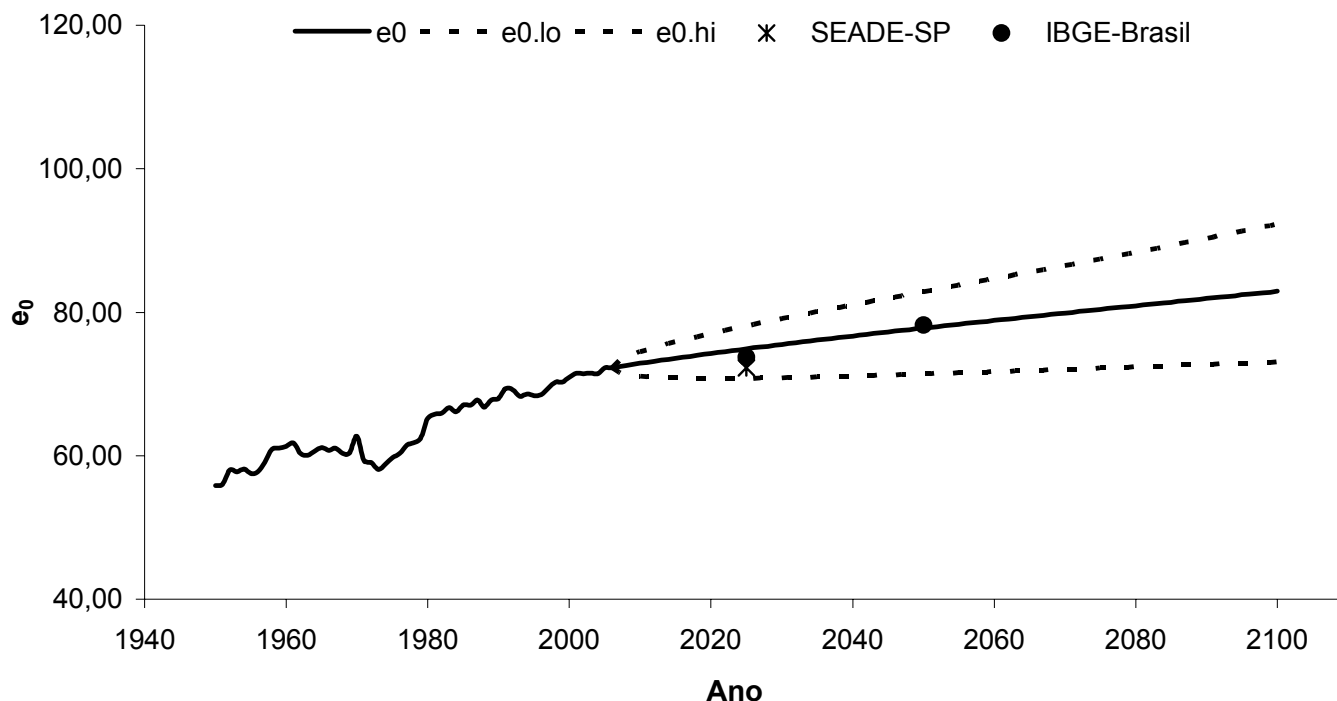
A análise dos resultados da aplicação desses dois pressupostos mostra que o segundo pressuposto foi o que deu origem aos resultados mais próximos do esperado para a mortalidade masculina do município de São Paulo neste século (Seade, 2006). Como é possível perceber, a alta mortalidade adulta jovem não influencia os resultados da projeção nesse caso, o que torna o cenário sem causas externas mais realista, com relação ao que se espera para a mortalidade durante o século XXI.

Após escolher este cenário, ainda é necessário definir qual o melhor período a ser tomado como base para a projeção da mortalidade do século XXI. Considerando que a esperança de vida ao nascer estimada através da metodologia de múltiplo decremento para o ano de 2005 é bastante elevada, é importante observar o crescimento de  $e_0$  durante o período de projeção, para que não se superestime muito a sobrevivência durante esse período. A TAB 5.2.1.1 mostra as esperanças de vida projetadas com base em todos os períodos escolhidos. A projeção cujo período base tem início em 1950 é a que dá origem aos menores valores de  $e_0$  para os anos de 2025, 2050 e 2100.

Sendo assim, o período escolhido para a projeção da mortalidade masculina do município de São Paulo durante o século XXI é o que tem início em 1950, e os resultados desta projeção são mostrados adiante. O GRAF 5.2.1.2 apresenta as esperanças de vida ao nascer, observadas durante o período de ajuste, e projetadas de 2006 a 2100 pelo método Lee-Carter, além do intervalo de confiança em torno desta projeção. O GRAF 5.2.1.3 apresenta as taxas específicas de mortalidade observadas e projetadas por esse método, para os anos múltiplos de 10. Isto porque o menor número de curvas proporciona uma melhor análise das funções de mortalidade apresentadas.



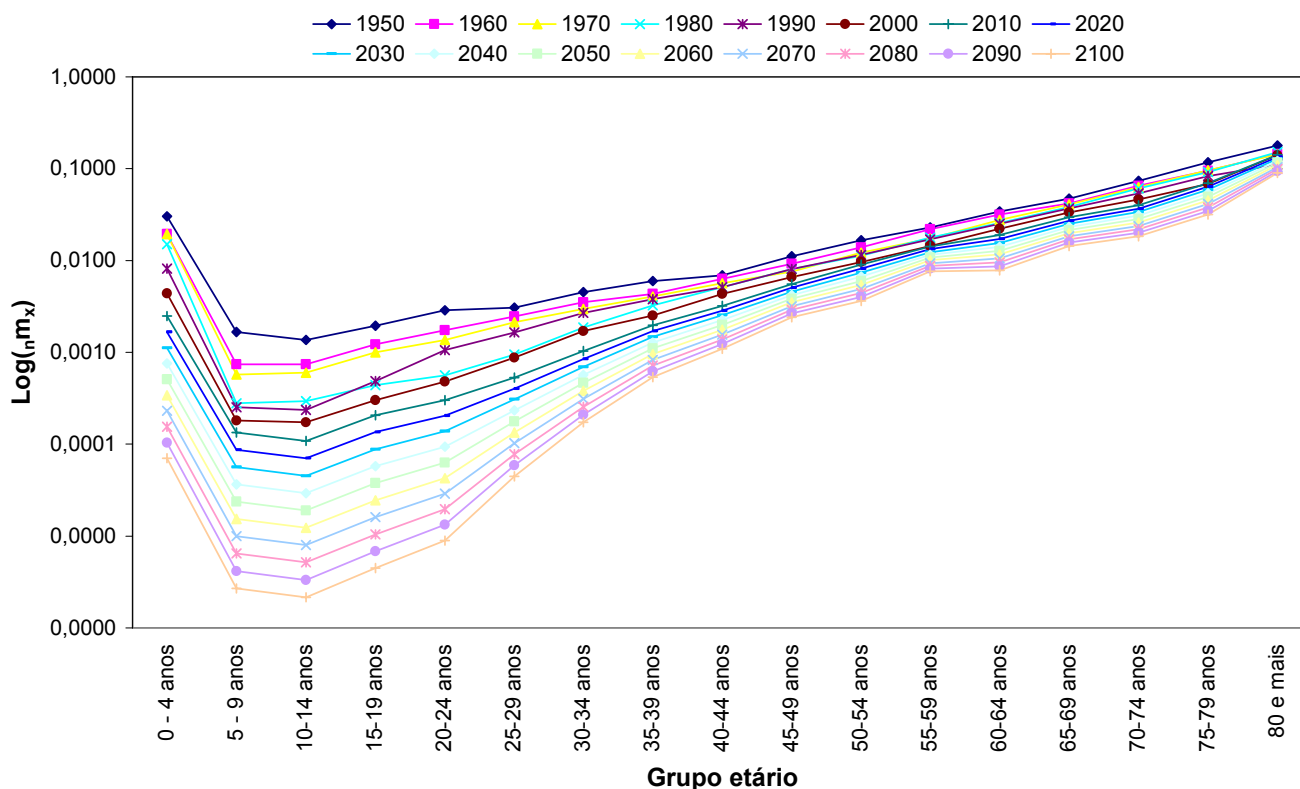
**Gráfico 5.2.1.2: Esperanças de vida ao nascer, observadas e projetadas, e intervalo de confiança da projeção – Sexo masculino**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Assim como no caso feminino, a projeção da mortalidade masculina do município de São Paulo, realizada utilizando taxas específicas de mortalidade estimadas por múltiplo decremento a partir de 1980, aponta para um declínio continuado da mortalidade dos homens paulistanos em todas as idades. Essa redução resultaria em ganhos consideráveis em esperança de vida ao nascer masculina, mas num ritmo mais lento do que o observado no século XX. Para o ano de 2025, esses resultados são mais elevados do que os publicados pelos institutos responsáveis por produzir as estatísticas oficiais. A esperança de vida ao nascer projetada, para este ano, pela Fundação Seade para o estado de São Paulo é de 72,25 anos, enquanto o valor projetado pelo IBGE, para o Brasil, é de 73,70. Para 2050 a esperança de vida ao nascer masculina projetada para o Brasil é de 78,20.

**Gráfico 5.2.1.3: Logaritmos das taxas específicas de mortalidade, observadas e projetadas para o município de São Paulo – 1950 a 2100 – Sexo masculino**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos

### **5.3. Comparação e discussão dos resultados**

As projeções realizadas com o intuito de testar o ajuste do modelo Lee-Carter (1992) aos dados do município de São Paulo mostraram que é adequada a utilização desse método para a projeção da mortalidade da população de interesse. Em geral, as projeções da mortalidade de São Paulo para o ano 2000 deram origem a esperanças de vida ao nascer e funções de mortalidade muito próximas dos padrões observados, para ambos os sexos. Além disso, a utilização da soma de quadrados dos resíduos por ano possibilitou observar o bom ajuste desse método aos dados observados, visto que esses valores foram próximos de zero na maior parte do período considerado.

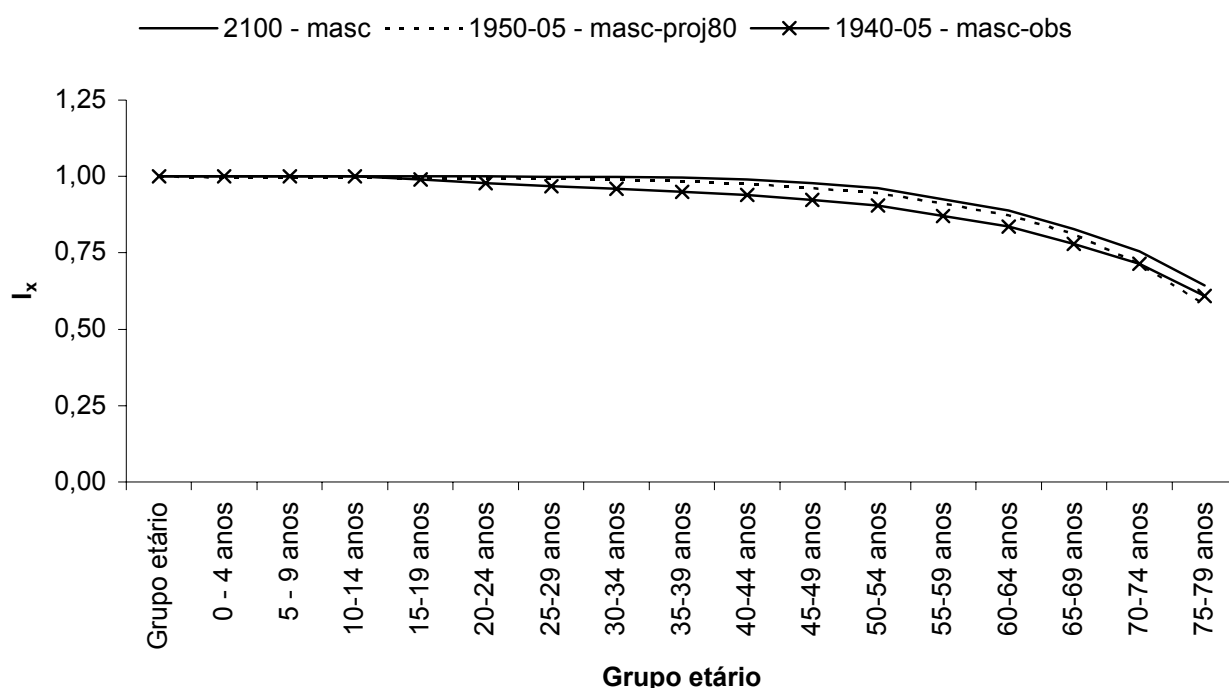
Ao realizar as projeções da mortalidade para o período de 2006 a 2100, no entanto, foram encontradas diferenças importantes entre os resultados femininos e masculinos. Enquanto as projeções femininas se encaixam razoavelmente nas tendências descritas pela literatura, para os países desenvolvidos (Lee & Miller, 2001), as peculiaridades da mortalidade masculina de São Paulo a partir de 1980, fizeram com que os resultados dessa projeção fossem muito diferentes dos resultados femininos. Os altos níveis de mortalidade jovem adulta do município de São Paulo, observados nesse período, influenciaram a projeção, dando origem a uma distorção do padrão de mortalidade masculino durante o período de projeção.

Para resolver esse problema, foram realizadas novas projeções considerando as duas alternativas descritas: taxas específicas de mortalidade projetadas durante o período de 1980 a 2005 e a taxas específicas de mortalidade estimadas considerando que a mortalidade por causas externas ocorreu devido às demais causas. Essas projeções mostram que o período caracterizado pelos altos níveis de mortalidade em idades jovens influencia de forma significativa a projeção da mortalidade masculina do município. O GRAF 5.3.1 mostra as curvas de  $l_x$ , masculinas estimadas para o ano de 2100, por meio das três projeções realizadas: com dados observados; utilizando taxas projetadas no período de 1980 a 2005; e considerando que as mortes por causas externas, neste período, ocorreram devido às demais causas. É importante dizer que apesar de a projeção escolhida como a mais próxima do esperado, para o cenário de múltiplos decrementos, ter sido aquela cujo período base foi de 1950 a 2005, o GRAF. 5.3.1 mostra, para os dados observados, um período de ajuste que vai de 1940 a 2005, visto que não foi possível realizar a projeção da mortalidade tomando como base o período de 1950 a 2005 para esses dados. Já o período de ajuste das projeções realizadas com base nos dois caminhos alternativos foi de 1950 a 2005.

Como é possível notar, a projeção realizada tomando como base as taxas de mortalidade masculinas observadas dá origem a uma mortalidade mais elevada nas idades jovens adultas, enquanto as projeções realizadas com base nos

cenários dão origem a curvas de  $l_x$  muito próximas, estimando que uma parcela significativa da população de São Paulo chegará aos 80 anos no ano de 2100.

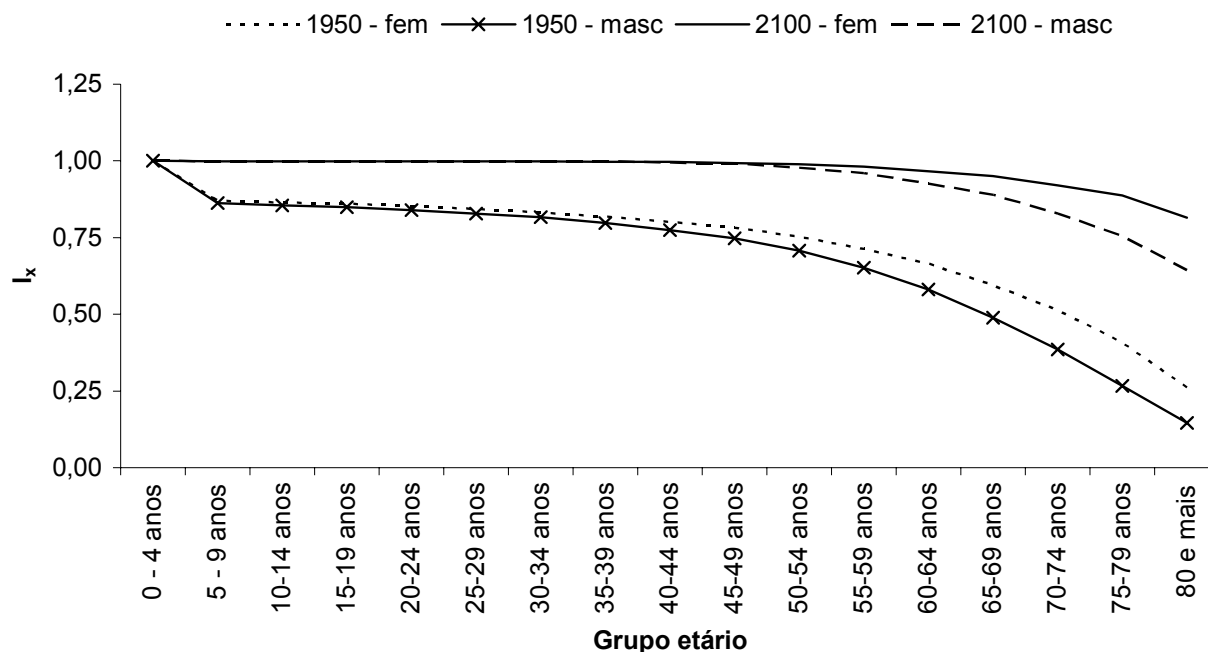
**Gráfico 5.3.1: Curvas de  $l_x$  projetadas para o município de São Paulo no ano de 2100, com base nos dados observados e nos dois cenários construídos: taxas projetadas para o período de 1980-2005 e óbitos sem causas externas para o período de 1980-2005**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Considerando os resultados masculinos mais próximos do esperado, ou seja, a projeção realizada assumindo que os óbitos por causas externas ocorreram por todas as demais causas, e os femininos, é possível comparar os caminhos seguidos pela mortalidade de homens e mulheres paulistanos, durante o período analisado. O GRAF 5.3.2 apresenta as curvas de  $l_x$  de homens e mulheres em 1950 e em 2100. Observa-se o maior tempo médio de vida feminino nos dois anos, e o aumento da sobrevida de ambos os sexos com o passar dos anos, principalmente nas primeiras idades, além da maior proporção da população que alcança os 80 anos.

**Gráfico 5.3.2: Curvas de  $l_x$  projetadas para o município de São Paulo, feminina e masculina, utilizando o cenário sem causas externas – 1950 e 2100**



Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

A análise do GRAF. 5.3.2 mostra também que os ganhos esperados em  $e_0$  para a população paulistana devem ser acompanhados pelo processo conhecido como retangularização da curva de sobrevivência (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Assim como foi observado pro Gonzaga et al (2009) para o estado de São Paulo, nota-se um deslocamento dos óbitos para as idades mais avançadas para ambos os sexos, causado pela diminuição considerável da mortalidade por causas evitáveis (Fries, 1980; Wilmoth & Horiuchi, 1999), tais como a mortalidade na infância e nas idades mais jovens. Esse declínio da mortalidade foi documentado no estado de São Paulo a partir da década de 1940 (Waldvogel et al, 2003), mas como pôde ser observado na análise dos dados utilizados neste trabalho, já é possível observar um declínio da mortalidade da população do município de São Paulo desde a década de 1920. A retangularização da curva de sobrevivência tende a ocorrer juntamente à compressão da mortalidade (Wilmoth & Horiuchi, 1999), definida como um aumento na idade média à morte com a diminuição da dispersão dos

óbitos ao redor desta idade (Fries, 1980). Os resultados apresentados neste trabalho não são suficientes para analisar se está havendo compressão da mortalidade da população do município de São Paulo, mas espera-se que com o declínio da mortalidade que esta população tem experimentado, ocorra também a compressão da mortalidade, podendo chegar no futuro ao que ocorre hoje nos países desenvolvidos, a expansão da mortalidade causada pelo deslocamento do declínio da mortalidade para as idades avançadas (Zhen & Vaupel, 2008).

Esse declínio continuado da mortalidade, responsável por ganhos esperança de vida em todas as idades é o resultado de melhorias significativas nas condições de vida da população analisada. No entanto, é importante lembrar que esses ganhos podem ter um impacto relevante nos gastos futuros de entidades de previdência (Haberman & Renshaw, 2008). Na seção 5.4, o gasto futuro com beneficiários de diferentes idades, estimado por meio da utilização de tábuas de mortalidade de um único período, é comparado ao gasto estimado considerando a mortalidade projetada dessa população.

#### ***5.4. Inserção das tendências de mortalidade nos cálculos atuariais***

A queda da mortalidade é comumente vista de uma forma otimista: de acordo com as estatísticas vivemos mais que nossos ancestrais (Haberman & Russolilo, 2005). Mas essas mudanças afetam claramente a precificação e a alocação de reserva para anuidades de vida e estão entre os maiores problemas para os sistemas de seguridade que foram planejados com base em esperanças de vida mais modestas (Haberman & Russolilo, 2005). Isto porque a subestimação sistemática do declínio das taxas de mortalidade do futuro pode ter conseqüências financeiras relevantes para instituições públicas e privadas de previdência no longo prazo (Haberman & Renshaw, 2008).

O que se observa atualmente, quando se analisa a estimação das obrigações futuras dessas entidades, é que as probabilidades de morte são utilizadas em seus cálculos de três formas: estática, com atualização e geracional (Watson Wyatt, 2005). As tábuas de vida de um único período são chamadas estáticas, o que significa que as mesmas não incorporam possíveis mudanças futuras da mortalidade. Nesse caso a única possibilidade de incorporação de ganhos em esperança de vida, por exemplo, é a adoção de uma tábua de mortalidade diferente que dê origem a uma maior sobrevivência (Watson Wyatt, 2005). É possível utilizar também taxas de mortalidade atualizadas, que incorporam ganhos em esperança de vida para um determinado tempo, ou seja, os ganhos em sobrevivência são incorporados à tábua de vida utilizada devido à disponibilidade de dados mais recentes. Mas essas tábuas também não consideram possíveis ganhos futuros em anos vividos pela população de interesse (Santos, 2007).

A possibilidade de considerar os possíveis ganhos futuros da mortalidade é dada pela projeção da mortalidade da população de interesse, através das tábuas geracionais. Nesse caso, utiliza-se a mortalidade projetada por ano para estimar a sobrevivência das diferentes coortes presentes no início do período de projeção. (Santos, 2007; Watson Wyatt, 2005). Isto porque, dado o declínio continuado da mortalidade que vem sendo observado em todo o mundo, o tempo médio vivido por uma coorte nascida em um determinado ano, tende a ser mais elevado do que o tempo médio a ser vivido por uma coorte que experimente as taxas específicas de mortalidade vigentes em nesse ano (Schoen & Canudas-Romo, 2005; Goldstein & Wachter, 2006). Sendo assim, as tábuas de mortalidade geracionais tendem a refletir de forma mais realista o futuro da mortalidade da população em questão (Santos, 2007).

Neste contexto, nota-se a relevância da aplicação das tábuas geracionais nos cálculos atuariais relacionados à previdência, visto que a utilização de tábuas de vida estáticas e mesmo das tábuas atualizadas, na estimação de obrigações futuras dessas entidades, representa riscos consideráveis para os seguradores (Haberman & Russolilo, 2005). Isto porque essas tábuas não consideram as

tendências observadas de declínio da mortalidade, havendo risco de subestimação da probabilidade de sobrevivência e, conseqüentemente, a determinação de prêmios inadequados. Esse risco é conhecido na literatura atuarial como risco de longevidade, ou seja, o risco derivado de uma tábua de mortalidade futura que, *ex post*, não reflete a tábua projetada (Haberman & Russolilo, 2005; Haberman & Renshaw, 2008).

Dessa forma, a utilização de tábuas de mortalidade projetadas consiste em uma forma de minimizar o risco de longevidade, visto que são construídas tábuas de vida projetadas, incluindo a tendência de declínio da mortalidade (Haberman & Russolilo, 2005). Os métodos mais utilizados atualmente para a projeção das probabilidades de morte e construção de tábuas geracionais são o método Lee-Carter original e suas variações (Haberman & Renshaw, 2008). Através desses métodos são estimados fatores de *improvement* (melhoria), com base no parâmetro  $k_t$ , que indicam quanto a probabilidade de morte prevista na tábua de mortalidade deve ser reduzida a cada ano para que a nova probabilidade obtida seja coerente com aquela esperada para o período avaliado (Santos, 2007). Assim essas probabilidades podem ser incluídas nos cálculos atuariais para que as obrigações futuras dos planos de previdência possam ser estimadas de forma mais adequada (Haberman & Renshaw, 2008).

Com o intuito de mostrar a importância da projeção da mortalidade e de sua inclusão nos cálculos atuariais, foi realizado um exercício simples de comparação de gastos estimados com base em duas tábuas de vida diferentes. Foram estimadas anuidades de vida diferidas ( ${}_n|ä_x$ ) utilizando uma tábua de vida construída para o ano de 2005, final do período base para as projeções realizadas nesta dissertação, e tábuas de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter, com as modificações propostas por Lee & Miller (2001).  ${}_n|ä_x$  pode ser definida como uma anuidade diferida de  $n$  anos, de pagamentos unitários, vitalícios, antecipados. Em outras palavras,  ${}_n|ä_x$  é o valor necessário hoje para pagar uma unidade monetária por ano a uma pessoa de  $x$  anos, a partir de  $x+n$ ,



enquanto a mesma viver (Bowers et al, 1997). Nesse caso, considera-se  $x+n$  a idade de aposentadoria. Essa anuidade é calculada como segue:

$${}_n|\ddot{a}_x = v^n p_x \cdot \sum_{h=0}^{\infty} v^h \cdot {}_h p_{x+n} \quad (4)$$

Em que  $v$  é um fator de desconto que se obtém dividindo 1 por  $(1+i)$ , sendo  $i$  a taxa de juros assumida. E  ${}_n p_x$  é a probabilidade de uma pessoa de idade  $x$  sobreviver até  $x+n$ .

Nesse caso, optou-se por estimar o valor de  ${}_n|\ddot{a}_x$  para pessoas que tinham 20, 30, 40, 50 e 60 anos em 2005, considerando os 20 anos como o início da vida ativa. A opção de trabalhar com uma anuidade diferida se justifica pelo fato de que um indivíduo geralmente contribui por um período e se aposenta em uma idade próxima dos 60 anos, dependendo do regime ao qual está sujeito. Por isso, as anuidades estimadas são diferidas até os 60 anos para homens e mulheres. A taxa de juros empregada na estimação de  ${}_n|\ddot{a}_x$  foi de 6% ao ano, taxa comumente aplicada pelo mercado brasileiro, uma vez que é a taxa máxima permitida pela legislação do Brasil, conforme se observa no item 4 do anexo da Resolução CGPC nº 18, de 28/03/2006:

*"A taxa máxima real de juros admitida nas projeções atuariais do plano de benefícios é de 6% ao ano ou a sua equivalência mensal, devendo ser observada sua sustentabilidade no médio e longo prazos." (CGPC nº 18).*

A TAB. 5.3.1 mostra os resultados dessa estimação. Como é possível observar, a utilização da tábua de vida projetada, é responsável por um aumento considerável em todos os valores estimados. As maiores diferenças são observadas nas idades mais jovens e diminuem progressivamente até os 60 anos, uma vez que o período de pagamento é o mesmo para todas as idades, ou seja, independente da idade de início das contribuições de um beneficiário, o mesmo começa a receber o benefício aos 60 anos. Sendo assim, quanto mais jovem é o beneficiário, maior o

tempo disponível para a capitalização das contribuições, e os maiores ganhos em esperança de vida exercem um impacto muito maior nas anuidades estimadas para as idades mais jovens, já que esses ganhos são acumulados ao longo da vida, quando se considera a mortalidade de cada coorte.

**Tabela 5.3.1: Anuidades de vida diferidas até os 60 anos, por sexo e idade, estimadas por meio de uma tábua de período referente ao ano de 2005 e tábuas de mortalidade projetadas a partir desse ano e diferença percentual entre as estimativas**

Idade	Tábua de período	Tábua de coorte	Diferença percentual
Sexo feminino			
20 anos	1,0299	1,0884	5,68%
30 anos	1,8449	1,9305	4,64%
40 anos	3,3068	3,4221	3,49%
50 anos	5,9378	6,0697	2,22%
60 anos	10,6881	10,7789	0,85%
Sexo masculino			
20 anos	0,9297	1,0028	7,87%
30 anos	1,6658	1,7712	6,33%
40 anos	2,9888	3,1286	4,68%
50 anos	5,3791	5,5361	2,92%
60 anos	9,7255	9,8298	1,07%

Fonte dos dados básicos: Registro civil (Fundação Seade) e Censos Demográficos Brasileiros

Outra característica relevante a ser observada são os valores mais elevados para o sexo feminino em todas as idades, conseqüência do diferencial por sexo da mortalidade observado na população do município de São Paulo. Como as mulheres apresentam um tempo médio de vida mais elevado que os homens, os gastos estimados com as mesmas, até que elas venham a falecer, também devem ser mais elevados.

Os resultados apresentados mostram a importância da inclusão da projeção de mortalidade nos cálculos atuariais de estimação de obrigações futuras de entidades de previdência. Essa estimação foi um exemplo simples do possível impacto que os ganhos em anos de vida podem gerar nos gastos dessas entidades, visto que as anuidades estimadas se referem ao pagamento de uma

unidade monetária por ano ao beneficiário. Sendo assim, é possível entender que o impacto financeiro a essas entidades pode ser significativo ao considerar os valores reais de benefício usualmente pagos aos seus beneficiários.

## 6. CONCLUSÃO

O presente trabalho teve como principal objetivo projetar a mortalidade do município de São Paulo até o ano de 2100, utilizando o método Lee-Carter de projeção da mortalidade. O objetivo dessa projeção foi analisar as principais tendências da mortalidade do município e quais serão as suas tendências futuras, além de mostrar a importância da projeção da mortalidade através da utilização de um método estocástico.

Para a realização desses objetivos, o primeiro passo foi avaliar a qualidade dos dados utilizados. O estado de São Paulo é reconhecido pela qualidade de seus registros de óbitos (Vasconcelos, 1998, 2000). No entanto, o ponto de partida da série de dados utilizada era o início do século XX, o que torna necessária uma análise detalhada das possíveis inconsistências apresentadas por esses dados. Os registros de óbitos de São Paulo foram então corrigidos com relação à invasão de óbitos, devido ao registro de óbitos por ocorrência, que foi realizado até o final da década de 1960; e com relação ao subregistro de óbitos. Observou-se que era necessário aplicar um fator de correção, devido ao subregistro de óbitos, apenas para o período de 1920 a 1940, o que corrobora os estudos que atestam a qualidade dos registros de óbitos do município de São Paulo (Altmann, 1982; Vasconcelos, 1998, 2000).

A validade da aplicação do método Lee-Carter aos dados de mortalidade do município de São Paulo foi então testada, através da projeção da mortalidade para o ano 2000, tomando como base quatro períodos de ajuste. Esse teste mostrou que o método se ajusta bem aos dados de mortalidade de São Paulo e projeta esperanças de vida ao nascer e funções de mortalidade muito próximas do observado. Além disso, foi possível analisar algumas características do método já citadas por outros autores, como a maior precisão do método em projeções de curto e médio prazo (Booth et al, 2006; Koissi et al, 2006; Girosi & King, 2006).

Após avaliar a validade do método para a aplicação à mortalidade de São Paulo, projetou-se a mortalidade desta população durante o período de 2006 a 2100,

tomando como base períodos que tinham início em 1920, 1930, 1940 e 1950. Nessa etapa do trabalho foi possível observar que o método se ajusta bem aos dados para ambos os sexos, no entanto, os resultados das projeções femininas e masculinas apresentaram diferenças relevantes. Enquanto para elas observou-se uma tendência muito parecida ao que se observa nos países desenvolvidos, e que a melhor projeção foi a que teve como base o período iniciado em 1950, para eles a projeção realizada deu origem a uma distorção no padrão de mortalidade projetado, não sendo aconselhável tomar essa projeção como verdadeira.

Com o intuito de mostrar que a razão dessa diferença, entre as projeções de mortalidade feminina e masculina, foi o longo período em que a população masculina paulistana experimentou altas taxas de mortalidade em idades jovens adultas, optou-se por re-estimar os modelos masculinos utilizando duas alternativas metodológicas. A primeira alternativa foi considerar que a mortalidade do período de 1980 a 2005 foi aquela projetada tomando como base o período de 1920 a 1980. Nesse caso, as taxas específicas de mortalidade projetadas, na aplicação do método Lee-Carter aos dados de 1920 a 1980, foram utilizadas para substituir as taxas observadas e projetar a mortalidade masculina de São Paulo de 2006 a 2100. A segunda alternativa consiste em supor que todos os óbitos ocorridos devido às causas externas, ocorreram devido a todas as demais causas. Essa suposição foi colocada em prática, através da estimação de tábuas de mortalidade de causa excluída, utilizando a metodologia de múltiplos decrementos, em que os óbitos por causas externas são redistribuídos entre as demais causas de óbito. A utilização destas alternativas mostrou que a causa da distorção da mortalidade masculina projetada era o aumento da mortalidade por causas externas a partir de 1980. Dessa forma, foi possível analisar os resultados obtidos através das duas alternativas, concluindo que o cenário de múltiplos decrementos foi o que deu origem aos resultados mais próximos do esperado.

Mesmo tendo se tornado um dos métodos mais utilizados e sendo considerado um marco no que diz respeito à projeção da mortalidade (Booth et al, 2006), o método Lee-Carter apresenta algumas limitações que devem ser consideradas na sua

aplicação a qualquer população. Uma de suas principais limitações é a utilização de um conjunto de  $b_x$  fixo no tempo. É sabido que para longos períodos de análise as taxas de declínio da mortalidade por idade não permanecem inalteradas (Lee & Miller, 2001). O que normalmente se observa é que essas taxas tendem a ser mais elevadas nas idades mais jovens, quando a mortalidade ainda é alta. Na medida que a mortalidade passa a declinar, as taxas de declínio da mortalidade tendem a nivelar com relação às idades, tornando-se muito próximas umas das outras (Lee & Miller, 2001). Nesse caso, Lee & Miller (2001) sugeriram que para os países desenvolvidos, o método fosse aplicado a dados a partir do ano de 1950. Isto porque, segundo os autores, as taxas de declínio da mortalidade observadas a partir desse ano já se encontram praticamente niveladas, e a utilização de um padrão de declínio fixo não prejudica de forma significativa as projeções realizadas. No caso do município de São Paulo, o que se observa é um padrão de declínio razoavelmente próximo do experimentado pelos países desenvolvidos (seção 3.4), principalmente no caso feminino. Por isso, o modelo escolhido como adequado para a projeção da mortalidade de ambos os sexos foi aquele iniciado em 1950, mesmo após a utilização de alternativas metodológicas para a projeção da mortalidade masculina.

Outro ponto relevante da aplicação do método Lee-Carter é citado por Girosi & King (2007). De acordo com os autores o método Lee-Carter é um caso especial de análise de componentes principais, em que somente a primeira componente é utilizada. Dessa forma, em casos em que as tendências da mortalidade não podem ser predominantemente explicadas pela primeira componente principal, como é o caso de mortalidade elevada em idades adultas jovens, é possível que haja distorções no padrão de mortalidade projetado (Girosi & King, 2007). Essa limitação ficou explícita na projeção da mortalidade masculina do município de São Paulo, em que o padrão projetado utilizando os óbitos masculinos observados foi totalmente distorcido durante o século XXI, dando origem a um padrão muito distante do esperado para o município. A utilização dos pressupostos com relação à mortalidade masculina do período de 1980 a 2005 confirmou o que Girosi & King

(2007) mostraram para alguns países desenvolvidos, que as altas taxas de mortalidade masculina em idades adultas jovens foram a causa dessa distorção.

Girosi & King (2007) também chamam atenção para as projeções de horizonte muito longo, como é o caso das realizadas neste trabalho. Para os autores, as projeções de longo prazo do método Lee-Carter tendem a perder a suavidade com relação ao perfil etário da mortalidade, ou seja, a eficácia da projeção é maior em horizontes menores. A projeção feminina escolhida apresenta uma característica que pode ser entendida como um desses casos, uma vez que o declínio da mortalidade nas idades jovens adultas diminui nos anos próximos de 2100, dando origem a taxas de mortalidade relativamente elevadas nessas idades. Por isso é necessário utilizar com cautela os resultados de longo prazo das projeções realizadas por meio do método Lee-Carter.

No entanto, vale ressaltar que, mesmo apresentando algumas limitações, o método Lee-Carter é amplamente utilizado por se tratar de um modelo demográfico parcimonioso que, combinado a métodos de séries temporais, dá origem a projeções estocásticas de mortalidade muito confiáveis (Lee & Carter, 1992; Lee & Miller, 2001; Booth et al, 2006; Haberman & Renshaw, 2008). É importante apenas tomar alguns cuidados na aplicação desse método, como a escolha cuidadosa do melhor período de ajuste, que dependendo da população em estudo pode não ser iniciado em 1950. Outra precaução relevante é analisar detalhadamente o padrão observado da mortalidade durante o período de ajuste, com o intuito de conhecer os possíveis caminhos a serem seguidos por essa variável, o que facilita a análise dos resultados das projeções realizadas.

Tomados os devidos cuidados para projetar a mortalidade da população de interesse, os resultados dessa projeção podem ser utilizados de diversas formas, como, por exemplo, na projeção estocástica de população, dando origem a uma projeção populacional pontual e um intervalo de confiança probabilístico. Essas projeções são consideradas insumos relevantes no planejamento de políticas públicas como as de saúde, de habitação e para a seguridade social, uma vez que a composição por sexo e idade das populações é a base para a alocação dos

recursos destinados a cada área, e essa composição depende cada vez mais da evolução da mortalidade, num cenário em que a fecundidade já se encontra em níveis consideravelmente baixos (Caselli & Vallin, 1990). Dessa forma, a mensuração da incerteza da projeção, dada pelo método Lee-Carter, pode ser incorporada às projeções populacionais e ao planejamento dessas políticas, dando origem à limites probabilísticos à população de cada grupo etário. A principal vantagem da atribuição de probabilidades de ocorrência à projeção de mortalidade é tornar essa projeção mais verossímil. É importante lembrar também que a projeção média do método Lee-Carter tende a se aproximar mais dos valores observados do que as demais projeções realizadas, como foi observado por Lee & Miller (2001). Um exemplo dessa vantagem do método Lee-Carter é a projeção realizada por Ortiz & Perillo (1986), para o estado de São Paulo, que estimou esperanças de vida ao nascer de 66,5 e 73,8 para homens e mulheres no ano 2000. As esperanças de vida observadas para este ano foram de 66,75 e 75,57 anos (Waldvogel et al, 2003). Observa-se uma subestimação de quase 2 anos da esperança de vida ao nascer feminina, enquanto os valores projetados neste trabalho para homens e mulheres paulistanos foram inferiores aos valores observados em menos de um ano.

A relevância da projeção estocástica de mortalidade para as políticas de saúde, por exemplo, está na possibilidade de conhecer em que etapa da transição epidemiológica a população de interesse se encontra, em cada ponto do tempo, devido à necessidade de investimento direcionado às doenças predominantes. Uma população que apresenta uma grande proporção de idosos necessita de investimento principalmente no tratamento de doenças crônicas e no desenvolvimento de políticas voltadas ao envelhecimento saudável (Camargos et al, 2006). Dessa forma, conhecer a composição mais provável de uma população, e os limites probabilísticos desse valor, pode preparar os planejadores de políticas públicas com relação ao crescimento maior ou menor do que o esperado da população de determinado grupo etário (Keilman et al, 2002).



Além disso, esta dissertação mostrou a importância da utilização da projeção da mortalidade na estimação de anuidades atuariais, como o intuito de melhorar a precificação de planos de previdência. A utilização de tábuas de mortalidade geracionais é responsável por um aumento desse custo estimado e mostra a necessidade de atentar para o fato de que as contribuições vertidas a planos de previdência que utilizam tábuas de um único período para esta estimação podem ter que arcar com essa diferença no futuro, o que pode levá-los à insolvência (Haberman & Renshaw, 2008).

O trabalho aqui realizado deixa ainda possibilidades de continuação como, por exemplo, a aplicação das variações do método Lee-Carter, propostas pela literatura internacional, com o intuito de gerar projeções mais sofisticadas e que possibilitam a utilização de uma função  $b_x$  variável, ou que estimam a incerteza da projeção da mortalidade de formas alternativas (Booth et al, 2006; Koissi et al, 2006; Haberman & Renshaw, 2008). Outra possibilidade de ampliação deste estudo é a aplicação da variação do método Lee-Carter desenvolvida por Li et al (2004), para populações cujos dados de mortalidade estão disponíveis em apenas alguns pontos no tempo e em intervalos irregularmente espaçados, para a projeção da mortalidade da população brasileira.

## 7. 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, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2008.

AHLBURG, D. A; LUTZ, W. Introduction: the need to rethink population forecasts. **Population and Development Review**, New York, v. 1, n. 24, p. 191-198, 1998. Supplement

ALHO, J. M.; SPENCER, B. D. Uncertain population forecasting. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 80, n. 390, p. 306-314, Jun. 1985 *apud* LEE, R. D. Probabilistic approaches to population forecasting. **Population and Development Review**, New York, v. 24, p. 156-190, Aug. 1998. Supplement Frontiers of population Forecasting

ALTMANN, A. M. G. O potencial e o uso das estatísticas vitais de São Paulo: a experiência do GEADE. **Informe Demográfico**, São Paulo, n. 7, p. 1-23. 1982.

BERQUÓ, E. S.; GONÇALVES, M.A. **A invasão de óbitos no município de São Paulo**. São Paulo: CEBRAP, 1974. (Cadernos CEBRAP, 19).

BOOTH, H. *et al.* Lee-Carter mortality forecasting: a multi-country comparison of variants and extensions. **Demographic Research**, Rostock, v.15, n. 9, p. 289-310, Oct. 2006.

BOOTH, H.; MAINDONALD, J.; SMITH, L. Applying Lee-Carter under conditions of variable mortality decline". **Population Studies**, London, v. 56, n. 3, p. 325-336, 2002. *apud* BOOTH, H. *et al.* Lee-Carter mortality forecasting: a multi-country comparison of variants and extensions". **Demographic Research**, Rostock, v. 15, n. 9, p. 289-310, Oct. 2006.

BOWERS, N. J. *et al.* **Actuarial mathematics**. Schaumburg, Illinois: The Society of Actuaries, 1997. 753 p.

BRASIL. Ministério da Saúde. **IDB 2005, Brasil**: indicadores e dados básicos para a saúde. Rio de Janeiro: Ministério da Saúde/RIPSA, 2005.

BUCHALLA, C. M.; WALDMAN, E. A.; LAURENTI, R. A mortalidade por doenças infecciosas no início e no final do século XX no Município de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 6, n. 4, p. 335-344, 2003.

CAMARGOS, M. C. S.; RODRIGUES, R. N.; MACHADO, C. J. Expectativa de vida saudável para idosos brasileiros, 1998 e 2003. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 11., 2006, Caxambu, **Anais...** Caxambu, MG: ABEP, 2006.

CAMPOS, N. O. B.; RODRIGUES, R. N. Ritmo de declínio nas taxas de mortalidade dos idosos nos estados do Sudeste, 1980-2000. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Campinas, v.21, n.2, p. 323-342, jul./Dez. 2004.

CARVALHO, J. A C.; GARCIA, R. A. O envelhecimento da população brasileira: um enfoque demográfico. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3, p. 725-733, maio/jun. 2003).

CARVALHO, J. A M. **Crescimento populacional e estrutura demográfica do Brasil**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, 2004. (Texto para discussão)

CARVALHO, J. A. M. Para onde iremos? Algumas tendências demográficas do século XXI. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v. 18, n. 1./2 p. 7-13, jan./dez. 2001.

CARVALHO, J. A. M.; SAWYER D. O.; RODRIGUES, R. N. **Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia**. Belo Horizonte, CEDEPLAR, 1998.

CASELLI, G.; VALLIN, J. Mortality and population aging. **European Journal of Population**, Amsterdam, v. 6, n. 1, p. 1-25, Jan. 1990.

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

Conselho Nacional de Previdência Complementar (CGPC nº18) de 28/03/06. **Diário Oficial da União**, Brasília 05 de abril de 2006. Seção I, p.43. Disponível em < <http://www.in.gov.br/imprensa/visualiza/index.jsp?jornal=1&pagina=43&data=05/04/2006> >. Acesso em: 21 jun. 2009.

COSTA, D. L.; LAHEY, J. N. Predicting old age mortality trends. **Journal of the European Economic Association**, Massachusetts, v. 3, n. 2/3, p. 487-493, Apr./May. 2005.

DATASUS. **Indicadores de dados básicos para saúde**. Sistema de Informações de Mortalidade (SIM). Brasília: Ministério da Saúde. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?sim/cnv/obtsp.def>>. Acesso em: 15 nov. 2008.

DE JONG, P.; TICKLE, L. Extending lee-carter mortality forecasting. **Mathematical Population Studies**, New York, v. 13, n. 1, p. 1-18, Jan./Mar. 2006 *apud* BOOTH,H. *et al.* Lee-Carter mortality forecasting: a multi-country comparison of variants and extensions. **Demographic Research**, Rostock, v. 15, n. 9, p. 289-310, Oct. 2006.

EDWARDS, R. D.; TULJAPURKAR, S. Inequality in life spans and a new perspective on mortality industrialized countries. **Population and Development Review**, New York, v. 31, n. 4, p. 645-674, Dec. 2005.

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

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

FÍGOLI, M. G. B. Modelando e projetando a mortalidade no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, Brasília, v. 15, n. 1, p. 95-113, jan./jun. 1998.

FRIAS, L. A. M.; RODRIGUES, P. **Brasil: tábuas-modelo de mortalidade e populações estáveis**. Rio de Janeiro: IBGE, 1981. (Serie estudos e pesquisas/IBGE, 10).

FRIES, J. F. Aging, natural death, and the compression of mortality. **The New England Journal of Medicine**, Waltham, Mass., v. 303, n. 3, p. 130-135, Jul. 1980.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS – SEADE. **Esperança de vida aumenta e diferença entre gêneros diminui**. São Paulo: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, 2006. Disponível em: <[http://www.Seade.gov.br/produtos/espvida/espvida\\_jan2006.pdf](http://www.Seade.gov.br/produtos/espvida/espvida_jan2006.pdf)>. Acesso em 20 mar. 2008.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS – SEADE. **Memórias das estatísticas demográficas**. São Paulo: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, 2008a. Disponível em: <<http://www.seade.gov.br/produtos/500anos/>>. Acesso em: 02 ago. 2008.

FUNDAÇÃO SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS – SEADE. **Metodologia de produção das estatísticas vitais do Estado de São Paulo**. São Paulo: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados, 2008b. Disponível em: <<http://www.seade.gov.br/produtos/mrc/metodologia.pdf>>. Acesso em 02 ago. 2008.

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

GIRALDELLI, B. W. Os números da AIDS. São Paulo surpreende. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 6, n. 4, p. 45-55, out./dez. 1992.

GIROSI, F.; KING, G. **Understanding the Lee-Carter mortality forecasting method**. [S.l.]: [S.n.], 2007. Disponível em: <<http://gking.harvard.edu/files/lc.pdf>>. Acesso em: 04 out. 2008.

GOMES, M. M. F.; TURRA, C. M. Quantos são os centenários no estado de Minas Gerais? Uma estimativa indireta da população com 100 anos e mais com base no número de óbitos. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Caxambu: ABEP, 2008.

GOMES, M. M. F.; TURRA, C. M. The number of centenarians in Brazil: Indirect estimates based on death certificates. **Demographic Research**, Rostock, v. 20, n. 20, p. 495-502, Apr. 2009.

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, Belo Horizonte, 2008.

GONZAGA, M. R.; Queiroz, B. L., Machado, C. J. Compressão da mortalidade: um estudo da variabilidade da idade à morte na população do Estado de São Paulo, Brasil, 1980-2005. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 27, p. 1475-1485, jul. 2009.

GOTLIEB, S. L. D. (1981). Mortalidade diferencial por causas, São Paulo, Brasil, 1970: tábuas de vida de múltiplo decremento. **Revista de Saúde Pública**. São Paulo, v. 15, n. 4, p. 401-417, Ago. 1981.

HABERMAN, S.; RENSHAW, A. Mortality, longevity and experiments with the Lee-Carter model. **Lifetime Data Annual**, London, v. 14, n. 3, p. 286-315, Sep. 2008.

HABERMAN, S.; RUSSOLILO, M. **Lee-Carter mortality forecasting**: application to the Italian population. Londres: Faculty of Actuarial Science and Statistics, 2005. (Actuarial Research paper, 167)

HILL, K. Estimating Census and Death registration Completeness. **Asian and Pacific Population Forum**, Honolulu, v. 1, n. 3, p.8, 23-13, May.1987.

HILL, K.; CHOI, Y. Death distribution methods for estimating adult mortality: sensitivity analysis with simulated data errors. **Adult mortality in developing countries workshop**. The Marconi Center, Marin County, California, July 2004.

HORIUCHI, S. Epidemiological transitions in human history. In: Health and Mortality: Issues of Global Concern. New York: United Nations, p. 54-71. Nov. 1997.

HUMAN MORTALITY DATABASE. Berkeley, USA: University of California. Disponível em: <[www.mortality.org](http://www.mortality.org)>. Acesso em: 10 nov. 2008.

HYNDMAN, R. J.; ULAH, M. S. Robust forecasting of mortality and fertility rates: a functional data approach. **Computational Statistics and Data Analysis**, Amsterdam, v. 51, n. 10, p. 4942-4956, Mar. 2007 *apud* BOOTH, H. *et al.* Lee-Carter mortality forecasting: a multi-country comparison of variants and extensions. **Demographic Research**, Rostock, v. 15, n. 9, p. 289-310, Oct. 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA – IBGE . **Estatísticas do século XX**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/series\\_estatisticas/subtema.php?idsubtema=108](http://www.ibge.gov.br/series_estatisticas/subtema.php?idsubtema=108)>. Acesso em 15 jan. 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA – IBGE. **A história do censo no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/censo/censobrasil.shtm>>. Acesso: em 10 fev. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA – IBGE. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade para o período 1980-2050** – Revisão 2004. Rio de Janeiro: IBGE, 2004. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao\\_da\\_populacao/metodologia.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao_da_populacao/metodologia.pdf)>. Acesso em 06 nov. 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA – IBGE. **Projeção da população do Brasil por sexo e idade – 1980 a 2050**: revisão 2008. Rio de Janeiro: 2008. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao\\_da\\_populacao/2008/metodologia.pdf](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/projecao_da_populacao/2008/metodologia.pdf)> . Acesso em 07 fev. 09.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATISTICA – IBGE. **Tábuas completas de mortalidade – 2004**. Rio de Janeiro: IBGE, 2005. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_visualiza.php?id\\_noticia=494&id\\_pagina=1](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_visualiza.php?id_noticia=494&id_pagina=1)>. Acesso em: 02 ago. 2008.

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

KEILMAN, N.; PHAM, D. Q.; HETLAND, A. Why population forecasts should be probabilistic - illustrated by the case of Norway. **Demographic Research**. Rostock, v. 6, n. 15, p. 409-454, May. 2002.

KOISSI, M-C.; SHAPIRO, A. F.; HÖGNÄS, G. Evaluating and extending the Lee-Carter model for mortality forecasting: Bootstrap confidence interval. **Insurance: Mathematics and Economics**, Amsterdam, v. 38, p. 1-20, Feb. 2006.

LAPREGA, M. R.; MANCO, 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.



LEE, R. D. Probabilistic approaches to population forecasting. **Population and Development Review**, New York, v. 24, p. 156-190, 1998. Supplement: Frontiers of population Forecasting

LEE, R. D. Quantifying our ignorance: stochastic forecasts of population and public budgets. **Population and Development Review**, New York, v. 30, p. 152-173. 2004. A supplement

LEE, R. D.; CARTER, L. R. Modeling and Forecasting U. S. Mortality". **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 87, n. 419, p. 659-671, Sept. 1992.

LEE, R. D.; MILLER, T. Evaluating the performance of the Lee-Carter method for forecasting mortality. **Demography**, Chicago, v. 38, n. 4, p. 537-549, Nov. 2001.

LEE, R. D.; TULJAPURKAR, S. **Population forecasting for fiscal planning: Issues and Inovations**. California: Institute of Business an Economic Research, 2000. (CEDA papers)

LEE, R. D.; TULJAPURKAR, S. Stochastic population forecasts for the United States: beyond high, medium and low. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 89, n. 428, p. 1175-1189, Dez. 1994.

LI, N.; LEE, R. D. Coherent mortality forecasts for a group of populations: an extension of the Lee-Carter method". **Demography**, Chicago, v. 42, n. 3, p. 575-594, Aug. 2005.

LI, N.; LEE, R. D.; TULJAPURKAR, S. Using the Lee-Carter method to forecast mortality for population with limited data. **International Statistical Review**, Edinburgh, v. 72, n. 1, p.19-36, Apr. 2004.

LUTZ, W.; SANDERSON, W. C.; SCHERBOV,S. Expert-based probabilistic projections. **Population and Development Review**, New York, v. 24, p. 139-155, 1998. A supplement

MILLER, T. **Mortality and population forecasts: Mortality forecast module**. May. 2001. Disponível em: <<http://www.demog.berkeley.edu/~tmiller/research/forecasts/mort.forecast.module.s>>. Acesso em: 20 dez. 2008.

NAU. R. F. **Random Walk Model**". **Duke University**: The Fuqua School of Business. 2009. Disponível em: <<http://www.duke.edu/~rnau/411rand.htm>>. Acesso em: 13 jun. 09.

NEWELL, C. **Methods and models in Demography**. Londres: Belhaneu, 1988. cap. 13.

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, Mar. 2005.

ORTEGA, A. **Tablas de mortalidad**. São Jose [Costa Rica]: Centro Latinoamericano de Demografia, 1987. 295p.

ORTIZ, L. P.; PERILLO, S. R. A mortalidade no Estado de São Paulo: tendências recentes e perspectivas até o ano 2000. **Informe Demográfico**, São Paulo, v 19, p. 173-226, 1986.

PAES, N. A.; ALBUQUERQUE, 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.

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, Abr./jun.1996.

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.; 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.

R Development Core Team. R: A language and environment for statistical computing. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, data. Disponível em: <<http://www.R-project.org>> . Acesso em 10 jun. 2008.

SANTOS, R. R. **Técnicas de modelagem do *improvement* para construção de tábuas geracionais**. 2007. 81 f. Dissertação (Mestrado) - Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2007.

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

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

SIVIERO, P. C. L. Níveis e padrões do diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo, 1920-2005. 112 f. 2009. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009.

TULJAPURKAR, S.; BOE, C. Mortality change and forecasting: how much and how little do we know?. **North American Actuarial Journal**, Schaumburg, v. 2, n. 4, p. 13-47, Out. 1998.

TULJAPURKAR, S.; LI, N.; BOE, C. A universal pattern of mortality change in G7 countries. **Nature**, California, v. 405, p. 789-792, Jun. 2000 *apud* LEE, R. D. Quantifying our ignorance: stochastic forecasts of population and public budgets. **Population and Development Review**. New York, v.30, p. 152-173, 2004. Supplement

UNITED NATIONS – UN (1982). **Model Life Tables for Developing Countries**. New York. 351p. 1982. (United Nations publication, Sales No. E.81.XIII.7)

UNITED NATIONS – UN. **Manual X**: indirect techniques for demographic estimation. New York: Department of International Economic and Social Affairs, 1983. Disponível em: <[http://www.un.org/esa/population/publications/Manual\\_X/Manual\\_X.htm](http://www.un.org/esa/population/publications/Manual_X/Manual_X.htm)>. Acesso em: 12 mar. 2008.

UNITED NATIONS – UN. **Methods for estimating adult mortality**. New York: Department of International Economic and Social Affairs, 2002. Disponível em: <[http://www.un.org/esa/population/publications/adultmort/Complete .pdf](http://www.un.org/esa/population/publications/adultmort/Complete.pdf)>. Acesso em: 29 nov. 2008.

UNITED NATIONS – UN. **World Population Prospects**: the 2008 revision population database. New York: Department of International Economic and Social Affairs, 2009. Disponível em: <<http://esa.un.org/unpp/index.asp?panel=2>>. Acesso em 08 jun. 2009.

VASCONCELOS, A. M. Qualidade de estatísticas de óbito no Brasil: uma classificação das unidades da federação. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v. 15, n. 1, p. 115-124, jan./jul. 1998.

VASCONCELOS, A. M. A qualidade das estatísticas de óbitos no Brasil: uma classificação das unidades da federação”. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12., 2000, Caxambu, MG. **Anais eletrônicos...** Belo Horizonte: ABEP, 2000. Disponível em: <[http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2000/Todos/saut7\\_1.pdf](http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2000/Todos/saut7_1.pdf)>. Acesso em: 01 dez. 2008.

VAUPEL, J. Demographic insights into longevity. **Population: An English Section**, Rostock, v. 13, n. 1, p. 245-260, 2001.

WACHTER, K. W. **Essential demographic methods**. Berkeley: University of California, 2006.

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, Dez. 2003.

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

WANG, J. Z. **Fitting and forecasting mortality for Sweden**: Applying the Lee-Carter Model. Stockholm: Stockholms universitet, 2007

WATSON WYATT WORDWIDE. How would the proposed changes to mortality standards affect plan sponsors?. [S.l.]: [S.n.], 2005. Disponível em: <<http://www.watsonwyatt.com/us/pubs/insider/showarticle.asp?ArticleID=15435>>. Acesso em: 14 jun. 09.

WILMOTH, J. R. **Computational methods for fitting and extrapolating the Lee-Carter model of mortality change**: technical report. Berkeley, California: University of California, USA, 1993.

WILMOTH, J. R. Demography of longevity: past, present and future trends. **Experimental Gerontology**, Berkeley, v. 35, n. 9/10, p. 1111-1129, Dec. 2000

WILMOTH, J. R. The future of human longevity: a demographer's perspective." **Science**, Berkeley, v. 280, n. 5362, p. 395-397, Apr. 1998.

WOOD, C. H.; CARVALHO, J. A. M. **A desigualdade de renda e expectativa de vida**. Rio de Janeiro: IPEA, 1994. p. 101-119. (Série PNPE/IPEA, 27)

ZHANG, Z. E; VAUPEL, J. W. The threshold between compression and expansion of mortality. Paper presented at the Population Association of America 2008 Annual Meeting, New Orleans, April 17-19, 2008.

# ANEXO A

**Tabela A.1: Taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo feminino**

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2006	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	0,002736	0,002361	0,001964	0,001634	0,001359	0,001130	0,000940	0,000782	0,000650	0,000541
5	0,000253	0,000224	0,000194	0,000167	0,000144	0,000124	0,000107	0,000092	0,000080	0,000069
10	0,000227	0,000209	0,000188	0,000169	0,000152	0,000137	0,000123	0,000111	0,000100	0,000090
15	0,000326	0,000303	0,000276	0,000252	0,000230	0,000209	0,000191	0,000174	0,000159	0,000145
20	0,000481	0,000441	0,000396	0,000355	0,000319	0,000286	0,000257	0,000230	0,000207	0,000185
25	0,000585	0,000539	0,000486	0,000439	0,000396	0,000358	0,000323	0,000292	0,000263	0,000238
30	0,000826	0,000768	0,000700	0,000639	0,000582	0,000531	0,000484	0,000442	0,000403	0,000367
35	0,001196	0,001118	0,001029	0,000946	0,000870	0,000800	0,000736	0,000677	0,000623	0,000573
40	0,001946	0,001839	0,001714	0,001598	0,001489	0,001388	0,001294	0,001206	0,001124	0,001048
45	0,003314	0,003158	0,002974	0,002801	0,002637	0,002483	0,002338	0,002202	0,002073	0,001952
50	0,005102	0,004840	0,004531	0,004241	0,003971	0,003717	0,003480	0,003257	0,003049	0,002855
55	0,008113	0,007791	0,007407	0,007041	0,006694	0,006363	0,006049	0,005751	0,005467	0,005197
60	0,010620	0,010104	0,009493	0,008919	0,008380	0,007873	0,007397	0,006950	0,006530	0,006135
65	0,016557	0,015891	0,015097	0,014342	0,013625	0,012944	0,012297	0,011682	0,011098	0,010543
70	0,023889	0,022739	0,021380	0,020101	0,018899	0,017769	0,016707	0,015708	0,014769	0,013885
75	0,046927	0,044929	0,042551	0,040299	0,038166	0,036145	0,034232	0,032420	0,030704	0,029079
80	0,117662	0,114194	0,110002	0,105965	0,102075	0,098328	0,094719	0,091242	0,087893	0,084667

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2055	2060	2065	2070	2075	2080	2085	2090	2095	2100
0	0,000450	0,000374	0,000311	0,000259	0,000215	0,000179	0,000149	0,000124	0,000103	0,000086
5	0,000059	0,000051	0,000044	0,000038	0,000033	0,000028	0,000024	0,000021	0,000018	0,000016
10	0,000081	0,000073	0,000066	0,000059	0,000053	0,000048	0,000043	0,000039	0,000035	0,000032
15	0,000132	0,000120	0,000110	0,000100	0,000091	0,000083	0,000076	0,000069	0,000063	0,000057
20	0,000166	0,000149	0,000134	0,000120	0,000108	0,000097	0,000087	0,000078	0,000070	0,000063
25	0,000215	0,000194	0,000175	0,000158	0,000143	0,000129	0,000116	0,000105	0,000095	0,000086
30	0,000335	0,000306	0,000279	0,000254	0,000232	0,000211	0,000193	0,000176	0,000160	0,000146
35	0,000527	0,000485	0,000446	0,000410	0,000377	0,000347	0,000319	0,000294	0,000270	0,000248
40	0,000976	0,000910	0,000848	0,000791	0,000737	0,000687	0,000640	0,000597	0,000556	0,000518
45	0,001839	0,001731	0,001630	0,001535	0,001446	0,001361	0,001282	0,001207	0,001137	0,001070
50	0,002672	0,002502	0,002342	0,002192	0,002052	0,001921	0,001799	0,001684	0,001576	0,001475
55	0,004941	0,004697	0,004465	0,004245	0,004035	0,003836	0,003647	0,003467	0,003296	0,003133
60	0,005764	0,005416	0,005089	0,004781	0,004492	0,004220	0,003965	0,003726	0,003500	0,003289
65	0,010016	0,009515	0,009040	0,008588	0,008158	0,007750	0,007363	0,006995	0,006645	0,006313
70	0,013055	0,012275	0,011541	0,010851	0,010202	0,009592	0,009018	0,008479	0,007972	0,007495
75	0,027539	0,026082	0,024701	0,023394	0,022155	0,020983	0,019872	0,018820	0,017824	0,016880
80	0,081559	0,078565	0,075681	0,072903	0,070227	0,067649	0,065166	0,062774	0,060470	0,058250

**Tabela A.2: Limite inferior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo feminino**

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2006	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	0,002736	0,001618	0,001088	0,000760	0,000540	0,000387	0,000279	0,000202	0,000147	0,000107
5	0,000253	0,000166	0,000120	0,000090	0,000069	0,000053	0,000040	0,000031	0,000024	0,000019
10	0,000227	0,000168	0,000134	0,000109	0,000090	0,000074	0,000062	0,000051	0,000043	0,000036
15	0,000326	0,000251	0,000205	0,000171	0,000144	0,000122	0,000104	0,000088	0,000075	0,000064
20	0,000481	0,000353	0,000280	0,000227	0,000185	0,000152	0,000126	0,000104	0,000086	0,000071
25	0,000585	0,000437	0,000350	0,000287	0,000238	0,000198	0,000165	0,000138	0,000115	0,000097
30	0,000826	0,000636	0,000521	0,000436	0,000367	0,000311	0,000264	0,000225	0,000191	0,000163
35	0,001196	0,000942	0,000787	0,000669	0,000573	0,000492	0,000424	0,000366	0,000317	0,000274
40	0,001946	0,001592	0,001368	0,001193	0,001047	0,000922	0,000813	0,000719	0,000636	0,000563
45	0,003314	0,002792	0,002453	0,002182	0,001951	0,001750	0,001573	0,001416	0,001275	0,001149
50	0,005102	0,004227	0,003667	0,003225	0,002853	0,002532	0,002252	0,002006	0,001788	0,001595
55	0,008113	0,007023	0,006297	0,005707	0,005195	0,004741	0,004333	0,003965	0,003630	0,003326
60	0,010620	0,008890	0,007773	0,006885	0,006132	0,005478	0,004904	0,004395	0,003943	0,003541
65	0,016557	0,014303	0,012808	0,011591	0,010538	0,009605	0,008769	0,008014	0,007330	0,006708
70	0,023889	0,020037	0,017545	0,015561	0,013878	0,012414	0,011126	0,009985	0,008969	0,008062
75	0,046927	0,040184	0,035742	0,032153	0,029064	0,026343	0,023917	0,021739	0,019776	0,018002
80	0,117662	0,105758	0,097573	0,090725	0,084637	0,079105	0,074020	0,069317	0,064951	0,060885

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2055	2060	2065	2070	2075	2080	2085	2090	2095	2100
0	0,000078	0,000057	0,000041	0,000030	0,000022	0,000016	0,000012	0,000009	0,000006	0,000005
5	0,000014	0,000011	0,000009	0,000007	0,000005	0,000004	0,000003	0,000002	0,000002	0,000002
10	0,000030	0,000025	0,000021	0,000017	0,000015	0,000012	0,000010	0,000009	0,000007	0,000006
15	0,000055	0,000047	0,000040	0,000034	0,000029	0,000025	0,000021	0,000018	0,000016	0,000013
20	0,000059	0,000049	0,000041	0,000034	0,000028	0,000024	0,000020	0,000016	0,000014	0,000011
25	0,000081	0,000068	0,000057	0,000048	0,000040	0,000034	0,000029	0,000024	0,000020	0,000017
30	0,000139	0,000119	0,000102	0,000087	0,000074	0,000064	0,000054	0,000047	0,000040	0,000034
35	0,000238	0,000206	0,000179	0,000155	0,000134	0,000117	0,000101	0,000088	0,000076	0,000066
40	0,000499	0,000442	0,000392	0,000348	0,000309	0,000274	0,000243	0,000216	0,000192	0,000170
45	0,001036	0,000935	0,000844	0,000762	0,000688	0,000621	0,000561	0,000507	0,000458	0,000414
50	0,001424	0,001272	0,001136	0,001016	0,000908	0,000812	0,000726	0,000649	0,000581	0,000520
55	0,003049	0,002796	0,002565	0,002353	0,002159	0,001982	0,001819	0,001670	0,001533	0,001408
60	0,003181	0,002858	0,002570	0,002311	0,002079	0,001870	0,001683	0,001515	0,001363	0,001227
65	0,006142	0,005625	0,005154	0,004723	0,004329	0,003968	0,003638	0,003336	0,003060	0,002806
70	0,007251	0,006525	0,005873	0,005288	0,004762	0,004289	0,003864	0,003482	0,003138	0,002828
75	0,016395	0,014937	0,013613	0,012409	0,011314	0,010317	0,009410	0,008584	0,007830	0,007144
80	0,057093	0,053551	0,050240	0,047141	0,044240	0,041522	0,038975	0,036587	0,034349	0,032249

**Tabela A.3: Limite superior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo feminino**

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2006	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	0,002736	0,003446	0,003545	0,003510	0,003419	0,003300	0,003167	0,003027	0,002886	0,002745
5	0,000253	0,000304	0,000311	0,000309	0,000302	0,000294	0,000284	0,000274	0,000264	0,000253
10	0,000227	0,000259	0,000263	0,000262	0,000258	0,000253	0,000247	0,000241	0,000234	0,000227
15	0,000326	0,000366	0,000372	0,000370	0,000365	0,000359	0,000351	0,000343	0,000335	0,000327
20	0,000481	0,000551	0,000561	0,000557	0,000549	0,000537	0,000525	0,000511	0,000497	0,000482
25	0,000585	0,000665	0,000675	0,000671	0,000662	0,000649	0,000634	0,000618	0,000602	0,000586
30	0,000826	0,000928	0,000941	0,000936	0,000924	0,000908	0,000889	0,000869	0,000849	0,000828
35	0,001196	0,001327	0,001345	0,001339	0,001323	0,001302	0,001277	0,001252	0,001225	0,001197
40	0,001946	0,002125	0,002148	0,002140	0,002119	0,002090	0,002058	0,002022	0,001986	0,001948
45	0,003314	0,003573	0,003606	0,003595	0,003564	0,003523	0,003476	0,003425	0,003372	0,003317
50	0,005102	0,005542	0,005598	0,005578	0,005526	0,005456	0,005377	0,005290	0,005200	0,005108
55	0,008113	0,008644	0,008712	0,008688	0,008625	0,008542	0,008446	0,008342	0,008233	0,008120
60	0,010620	0,011483	0,011594	0,011555	0,011452	0,011316	0,011159	0,010990	0,010813	0,010632
65	0,016557	0,017655	0,017795	0,017745	0,017616	0,017443	0,017244	0,017029	0,016803	0,016571
70	0,023889	0,025806	0,026053	0,025966	0,025738	0,025435	0,025087	0,024711	0,024318	0,023914
75	0,046927	0,050235	0,050657	0,050508	0,050117	0,049596	0,048997	0,048349	0,047670	0,046971
80	0,117662	0,123303	0,124015	0,123764	0,123105	0,122223	0,121206	0,120101	0,118939	0,117737

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2055	2060	2065	2070	2075	2080	2085	2090	2095	2100
0	0,002607	0,002472	0,002342	0,002217	0,002097	0,001983	0,001874	0,001770	0,001671	0,001577
5	0,000243	0,000233	0,000223	0,000213	0,000204	0,000195	0,000186	0,000178	0,000170	0,000162
10	0,000221	0,000214	0,000208	0,000201	0,000195	0,000189	0,000183	0,000177	0,000171	0,000166
15	0,000318	0,000310	0,000302	0,000294	0,000286	0,000278	0,000270	0,000262	0,000255	0,000247
20	0,000468	0,000453	0,000439	0,000425	0,000412	0,000398	0,000385	0,000373	0,000360	0,000348
25	0,000569	0,000553	0,000536	0,000520	0,000505	0,000489	0,000474	0,000459	0,000445	0,000431
30	0,000807	0,000786	0,000765	0,000744	0,000724	0,000704	0,000684	0,000665	0,000646	0,000628
35	0,001169	0,001142	0,001114	0,001087	0,001060	0,001033	0,001007	0,000981	0,000956	0,000931
40	0,001910	0,001872	0,001834	0,001796	0,001758	0,001721	0,001684	0,001648	0,001612	0,001577
45	0,003262	0,003206	0,003150	0,003094	0,003039	0,002983	0,002929	0,002875	0,002821	0,002769
50	0,005014	0,004920	0,004826	0,004732	0,004639	0,004546	0,004455	0,004365	0,004276	0,004189
55	0,008006	0,007890	0,007774	0,007658	0,007542	0,007426	0,007312	0,007198	0,007085	0,006974
60	0,010447	0,010262	0,010076	0,009891	0,009706	0,009524	0,009343	0,009164	0,008988	0,008814
65	0,016334	0,016095	0,015855	0,015615	0,015375	0,015137	0,014900	0,014666	0,014433	0,014203
70	0,023504	0,023091	0,022678	0,022265	0,021855	0,021449	0,021046	0,020648	0,020255	0,019867
75	0,046260	0,045542	0,044822	0,044102	0,043385	0,042672	0,041965	0,041264	0,040570	0,039885
80	0,116508	0,115263	0,114007	0,112745	0,111481	0,110218	0,108958	0,107703	0,106455	0,105214



**Tabela A.4: Taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade, considerando a alternativa do múltiplo decremento para o período de 1980 a 2005 – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo masculino**

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2006	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	0,00291	0,002480	0,002034	0,001668	0,001368	0,001122	0,000921	0,000755	0,000619	0,000508
5	0,00016	0,000134	0,000108	0,000087	0,000070	0,000056	0,000045	0,000037	0,000029	0,000024
10	0,00013	0,000108	0,000087	0,000070	0,000056	0,000045	0,000037	0,000029	0,000024	0,000019
15	0,00025	0,000207	0,000167	0,000135	0,000109	0,000088	0,000071	0,000058	0,000047	0,000038
20	0,00035	0,000302	0,000248	0,000204	0,000168	0,000138	0,000114	0,000093	0,000077	0,000063
25	0,00059	0,000532	0,000463	0,000404	0,000352	0,000307	0,000268	0,000233	0,000203	0,000177
30	0,00111	0,001029	0,000932	0,000844	0,000764	0,000692	0,000626	0,000567	0,000513	0,000465
35	0,00210	0,001979	0,001841	0,001713	0,001593	0,001482	0,001378	0,001282	0,001193	0,001109
40	0,00338	0,003219	0,003031	0,002854	0,002687	0,002530	0,002382	0,002243	0,002112	0,001989
45	0,00574	0,005533	0,005284	0,005046	0,004819	0,004602	0,004394	0,004197	0,004008	0,003827
50	0,00938	0,009009	0,008564	0,008141	0,007738	0,007356	0,006993	0,006647	0,006319	0,006006
55	0,01459	0,014189	0,013705	0,013238	0,012787	0,012351	0,011930	0,011523	0,011130	0,010750
60	0,01971	0,018954	0,018044	0,017178	0,016353	0,015568	0,014820	0,014109	0,013431	0,012786
65	0,03039	0,029445	0,028303	0,027205	0,026150	0,025135	0,024160	0,023223	0,022322	0,021456
70	0,04139	0,039984	0,038295	0,036677	0,035128	0,033645	0,032224	0,030863	0,029559	0,028311
75	0,07236	0,069862	0,066855	0,063978	0,061224	0,058589	0,056068	0,053654	0,051345	0,049135
80	0,14448	0,141556	0,137984	0,134503	0,131109	0,127801	0,124577	0,121433	0,118370	0,115383

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2055	2060	2065	2070	2075	2080	2085	2090	2095	2100
0	0,000417	0,000342	0,000280	0,000230	0,000189	0,000155	0,000127	0,000104	0,000085	0,000070
5	0,000019	0,000015	0,000012	0,000010	0,000008	0,000006	0,000005	0,000004	0,000003	0,000003
10	0,000015	0,000012	0,000010	0,000008	0,000006	0,000005	0,000004	0,000003	0,000003	0,000002
15	0,000030	0,000025	0,000020	0,000016	0,000013	0,000011	0,000008	0,000007	0,000006	0,000004
20	0,000052	0,000043	0,000035	0,000029	0,000024	0,000020	0,000016	0,000013	0,000011	0,000009
25	0,000154	0,000135	0,000117	0,000102	0,000089	0,000078	0,000068	0,000059	0,000052	0,000045
30	0,000421	0,000381	0,000345	0,000312	0,000283	0,000256	0,000232	0,000210	0,000190	0,000172
35	0,001032	0,000960	0,000893	0,000831	0,000773	0,000719	0,000669	0,000622	0,000578	0,000538
40	0,001873	0,001763	0,001660	0,001563	0,001472	0,001386	0,001305	0,001229	0,001157	0,001089
45	0,003655	0,003490	0,003333	0,003183	0,003040	0,002903	0,002772	0,002647	0,002528	0,002414
50	0,005710	0,005428	0,005159	0,004904	0,004662	0,004432	0,004213	0,004005	0,003807	0,003619
55	0,010384	0,010030	0,009688	0,009358	0,009039	0,008731	0,008433	0,008145	0,007868	0,007599
60	0,012172	0,011588	0,011032	0,010502	0,009998	0,009518	0,009061	0,008626	0,008211	0,007817
65	0,020624	0,019824	0,019055	0,018316	0,017605	0,016923	0,016266	0,015635	0,015029	0,014446
70	0,027115	0,025970	0,024873	0,023822	0,022816	0,021852	0,020929	0,020045	0,019199	0,018388
75	0,047021	0,044997	0,043060	0,041207	0,039433	0,037736	0,036112	0,034558	0,033071	0,031647
80	0,112472	0,109634	0,106868	0,104172	0,101543	0,098981	0,096484	0,094050	0,091677	0,089364

**Tabela A.5: Limite inferior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade, considerando a alternativa do múltiplo decremento para o período de 1980 a 2005 – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo masculino**

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2006	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	0,00290615	0,00157097	0,00099679	0,00066242	0,00044899	0,00030769	0,00021233	0,00014722	0,00010242	0,00007144
5	0,00015946	0,00008133	0,00004943	0,00003160	0,00002065	0,00001365	0,00000910	0,00000609	0,00000409	0,00000276
10	0,00012890	0,00006560	0,00003981	0,00002542	0,00001658	0,00001095	0,00000729	0,00000487	0,00000327	0,00000220
15	0,00024535	0,00012658	0,00007759	0,00004999	0,00003290	0,00002191	0,00001470	0,00000991	0,00000671	0,00000455
20	0,00035283	0,00019239	0,00012285	0,00008211	0,00005596	0,00003856	0,00002674	0,00001864	0,00001303	0,00000914
25	0,00059351	0,00038750	0,00028271	0,00021298	0,00016266	0,00012518	0,00009680	0,00007510	0,00005840	0,00004550
30	0,00111422	0,00081860	0,00065169	0,00053100	0,00043695	0,00036155	0,00030021	0,00024986	0,00020832	0,00017390
35	0,00209717	0,00167535	0,00141900	0,00122234	0,00106056	0,00092389	0,00080688	0,00070590	0,00061834	0,00054214
40	0,00337804	0,00280236	0,00244071	0,00215583	0,00191565	0,00170792	0,00152593	0,00136530	0,00122285	0,00109610
45	0,00574055	0,00497569	0,00447639	0,00407075	0,00371890	0,00340615	0,00312475	0,00286975	0,00263765	0,00242576
50	0,00938166	0,00801641	0,00713623	0,00642831	0,00581993	0,00528394	0,00480584	0,00437630	0,00398863	0,00363768
55	0,01458812	0,01309919	0,01209671	0,01126180	0,01052080	0,00984749	0,00922847	0,00865554	0,00812303	0,00762669
60	0,01971491	0,01692285	0,01511562	0,01365741	0,01240051	0,01129004	0,01029675	0,00940191	0,00859211	0,00785704
65	0,03039177	0,02688012	0,02454683	0,02262411	0,02093434	0,01941331	0,01802777	0,01675696	0,01558635	0,01450490
70	0,04138814	0,03620008	0,03278635	0,02999526	0,02756002	0,02538314	0,02341358	0,02161915	0,01997709	0,01847001
75	0,07236451	0,06312903	0,05706593	0,05211777	0,04780775	0,04396123	0,04048656	0,03732578	0,03443784	0,03179136
80	0,14447942	0,13346335	0,12586044	0,11940097	0,11356177	0,10816126	0,10310985	0,09835445	0,09385967	0,08959978

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2055	2060	2065	2070	2075	2080	2085	2090	2095	2100
0	0,00004993	0,00003495	0,00002449	0,00001718	0,00001207	0,00000848	0,00000596	0,00000419	0,00000295	0,00000208
5	0,00000186	0,00000126	0,00000086	0,00000058	0,00000039	0,00000027	0,00000018	0,00000012	0,00000008	0,00000006
10	0,00000149	0,00000101	0,00000068	0,00000046	0,00000031	0,00000021	0,00000014	0,00000010	0,00000007	0,00000005
15	0,00000310	0,00000211	0,00000144	0,00000098	0,00000067	0,00000046	0,00000031	0,00000022	0,00000015	0,00000010
20	0,00000642	0,00000452	0,00000318	0,00000224	0,00000158	0,00000112	0,00000079	0,00000056	0,00000039	0,00000028
25	0,00003550	0,00002772	0,00002167	0,00001695	0,00001326	0,00001039	0,00000814	0,00000638	0,00000500	0,00000392
30	0,00014532	0,00012152	0,00010169	0,00008514	0,00007131	0,00005975	0,00005008	0,00004198	0,00003520	0,00002953
35	0,00047567	0,00041759	0,00036676	0,00032225	0,00028322	0,00024899	0,00021894	0,00019255	0,00016937	0,00014901
40	0,00098309	0,00088214	0,00079186	0,00071103	0,00063863	0,00057372	0,00051550	0,00046326	0,00041637	0,00037428
45	0,00223192	0,00205431	0,00189138	0,00174179	0,00160434	0,00147799	0,00136178	0,00125485	0,00115645	0,00106585
50	0,00331927	0,00302994	0,00276672	0,00252702	0,00230859	0,00210942	0,00192774	0,00176193	0,00161057	0,00147236
55	0,00716315	0,00672961	0,00632369	0,00594332	0,00558666	0,00525206	0,00493802	0,00464318	0,00436628	0,00410617
60	0,00718836	0,00657913	0,00602341	0,00551602	0,00505244	0,00462864	0,00424103	0,00388637	0,00356177	0,00326459
65	0,01350380	0,01257569	0,01171429	0,01091412	0,01017034	0,00947859	0,00883495	0,00823587	0,00767810	0,00715865
70	0,01708395	0,01580725	0,01462994	0,01354333	0,01253974	0,01161233	0,01075491	0,00996193	0,00922831	0,00854944
75	0,02936107	0,02712593	0,02506789	0,02317125	0,02142215	0,01980822	0,01831833	0,01694245	0,01567146	0,01449707
80	0,08555495	0,08170907	0,07804866	0,07456206	0,07123901	0,06807031	0,06504762	0,06216330	0,05941030	0,05678206

**Tabela A.6: Limite superior das taxas centrais de mortalidade projetadas através do método Lee-Carter de projeção da mortalidade, considerando a alternativa do múltiplo decremento para o período de 1980 a 2005 – município de São Paulo, 2006 a 2100, para anos múltiplos de 5 – Sexo masculino**

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2006	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	0,002906	0,003915	0,004151	0,004202	0,004171	0,004094	0,003991	0,003873	0,003745	0,003612
5	0,000159	0,000221	0,000236	0,000239	0,000237	0,000232	0,000226	0,000218	0,000210	0,000202
10	0,000129	0,000179	0,000191	0,000193	0,000192	0,000188	0,000183	0,000177	0,000170	0,000164
15	0,000245	0,000338	0,000360	0,000365	0,000362	0,000355	0,000345	0,000334	0,000322	0,000310
20	0,000353	0,000473	0,000501	0,000508	0,000504	0,000495	0,000482	0,000468	0,000453	0,000437
25	0,000594	0,000730	0,000760	0,000766	0,000762	0,000753	0,000739	0,000724	0,000708	0,000690
30	0,001114	0,001294	0,001332	0,001340	0,001335	0,001323	0,001306	0,001287	0,001265	0,001242
35	0,002097	0,002338	0,002389	0,002399	0,002393	0,002377	0,002355	0,002329	0,002301	0,002270
40	0,003378	0,003698	0,003764	0,003778	0,003770	0,003749	0,003720	0,003686	0,003648	0,003609
45	0,005741	0,006152	0,006237	0,006254	0,006243	0,006217	0,006180	0,006137	0,006089	0,006038
50	0,009382	0,010124	0,010277	0,010309	0,010289	0,010241	0,010174	0,010096	0,010010	0,009918
55	0,014588	0,015369	0,015527	0,015561	0,015540	0,015490	0,015421	0,015340	0,015250	0,015154
60	0,019715	0,021229	0,021539	0,021605	0,021565	0,021466	0,021331	0,021171	0,020996	0,020808
65	0,030392	0,032254	0,032633	0,032713	0,032664	0,032544	0,032379	0,032184	0,031969	0,031739
70	0,041388	0,044163	0,044729	0,044848	0,044775	0,044595	0,044349	0,044058	0,043737	0,043394
75	0,072365	0,077313	0,078324	0,078537	0,078406	0,078085	0,077645	0,077126	0,076553	0,075941
80	0,144479	0,150139	0,151276	0,151515	0,151368	0,151007	0,150513	0,149928	0,149280	0,148586

Grupo etário	$n m_x$ por ano									
	2055	2060	2065	2070	2075	2080	2085	2090	2095	2100
0	0,003477	0,003341	0,003207	0,003076	0,002947	0,002821	0,002700	0,002582	0,002468	0,002358
5	0,000194	0,000186	0,000178	0,000170	0,000162	0,000154	0,000147	0,000140	0,000133	0,000127
10	0,000157	0,000150	0,000144	0,000137	0,000131	0,000125	0,000119	0,000113	0,000108	0,000102
15	0,000298	0,000285	0,000273	0,000261	0,000249	0,000238	0,000227	0,000216	0,000206	0,000196
20	0,000421	0,000405	0,000389	0,000373	0,000358	0,000343	0,000328	0,000314	0,000300	0,000287
25	0,000672	0,000654	0,000636	0,000617	0,000599	0,000581	0,000564	0,000547	0,000530	0,000514
30	0,001219	0,001195	0,001171	0,001146	0,001122	0,001098	0,001074	0,001050	0,001027	0,001003
35	0,002239	0,002207	0,002174	0,002141	0,002108	0,002075	0,002041	0,002008	0,001976	0,001943
40	0,003567	0,003524	0,003481	0,003437	0,003392	0,003348	0,003303	0,003259	0,003214	0,003170
45	0,005985	0,005930	0,005874	0,005817	0,005759	0,005701	0,005643	0,005585	0,005527	0,005468
50	0,009822	0,009722	0,009621	0,009519	0,009415	0,009311	0,009207	0,009102	0,008998	0,008894
55	0,015053	0,014949	0,014842	0,014734	0,014624	0,014513	0,014401	0,014289	0,014177	0,014064
60	0,020612	0,020410	0,020204	0,019994	0,019783	0,019571	0,019357	0,019144	0,018931	0,018719
65	0,031499	0,031250	0,030996	0,030738	0,030476	0,030213	0,029948	0,029682	0,029416	0,029151
70	0,043035	0,042665	0,042287	0,041902	0,041514	0,041122	0,040729	0,040335	0,039941	0,039548
75	0,075302	0,074641	0,073966	0,073281	0,072588	0,071891	0,071190	0,070488	0,069787	0,069086
80	0,147857	0,147103	0,146329	0,145539	0,144739	0,143929	0,143113	0,142292	0,141467	0,140640