

# Modelando e projetando a mortalidade no Brasil

Moema G. Bueno Fígoli\*

## Introdução

Existem diversos métodos para a projeção da mortalidade. Um deles, utilizado por vários órgãos, dentro os quais a Divisão de População das Nações Unidas, o Banco Mundial, a Oficina do Censo dos Estados Unidos e o Centro Latino-Americano de Demografia - Celade -, origina-se no trabalho de Coale e Hoover (1958). Conforme esse método, primeiramente é *projetada a esperança de vida*, segundo uma trajetória específica. Depois é utilizado um sistema de *tábuas de vida modelo* para a obtenção de informações detalhadas por idade. Supõe-se ainda que a própria trajetória da esperança de vida, segue um modelo ou, pelo menos, deverá se aproximar de metas preestabelecidas. A Divisão de População das Nações Unidas, por exemplo, utiliza o pressuposto de que quando  $e_0$  é menor que 61 anos, deverá aumentar 2,5 anos a cada quinquênio, e quando  $e_0$  se encontra entre 75 e 77,5 anos, aumentará 0,75 anos a cada quinquênio. Pressupõe-se também que a mortalidade em todas as populações converge finalmente para tábuas de mortalidade com esperança de vida combinada de 85 anos.

A projeção da esperança de vida, no entanto, não parece ser a melhor maneira de se prever a mortalidade. A esperança de vida não sintetiza diretamente o efeito da queda da mortalidade, mesmo que esta ocorra na mesma proporção em todas as

idades. À medida que as taxas de mortalidade alcançam um nível muito baixo, os ganhos em anos de vida das pessoas mais jovens têm uma influência progressivamente menor na esperança de vida da população. Assim, mesmo que a mortalidade caísse a taxas constantes em todas as idades, a esperança de vida aumentaria em uma quantidade relativamente menor.<sup>1</sup> Desse modo, seria mais correto adotarmos um método de projeção por meio do qual fosse possível projetar as taxas de mortalidade. Além disto, o estabelecimento de metas limites de esperança de vida é arbitrário e pode conduzir a projeções errôneas.

Nesse sentido, Lee e Carter (1992) desenvolveram um método de projeção de mortalidade que leva em consideração a variação temporal das *taxas de mortalidade por idade*, com um único parâmetro variável no tempo.

Esse modelo apresenta muitas *variantes*, dentre as quais podemos citar: a descrição de procedimentos para estimativa indireta da mortalidade em períodos sobre os quais não dispomos de taxas específicas de mortalidade; a projeção conjunta do padrão de mortalidade com nível, ao invés de obtenção de uma tábua de vida padrão; não é necessário estabelecer um limite arbitrário para a esperança de vida; a possibilidade de se calcular intervalos de confiança para todos os elementos da tábua de vida projetada; e a possibilidade de se usar projeções deste

---

\* Professora Adjunta do Departamento de Demografia da Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG - e Pesquisadora do - CEDEPLAR.

<sup>1</sup> Neste sentido veja Keyfitz (1977, p.62-68).

tipo como componentes aleatórias da matriz de Leslie e gerar projeções de população totalmente aleatórias (Lee e Tuljapurkar, 1992).

Neste trabalho aplicaremos o modelo de projeção de mortalidade de Lee e Carter (1992) à mortalidade de cada um dos sexos no Brasil, de forma a obtermos as *tábuas de vida* referentes à mortalidade projetada e aos limites superior e inferior do intervalo de confiança de 95% dessa variável, no período de 1990 a 2040.

O método desenvolvido por Lee e Carter é *extrapolativo*, uma vez que se baseia no comportamento da mortalidade no passado para projetar o futuro. No entanto, diferentemente dos outros métodos desta natureza, que pressupõem um limite superior para a esperança de vida ou algum outro tipo de desaceleração, ele permite que as taxas específicas de mortalidade declinem exponencialmente, sem limite. Conseqüentemente, a desaceleração da esperança de vida ocorre sem nenhum pressuposto adicional.

Esse método combina um modelo demográfico com um de séries temporais da seguinte forma: primeiramente, uma matriz de logaritmos das taxas centrais de mortalidade dos diversos períodos passados é ajustada por um modelo demográfico, de onde podemos obter dois vetores de constantes, especificados por idade, e um vetor de índice de nível, variante no tempo; em seguida os índices de nível de mortalidade são modelados como uma série temporal e projetados; a partir deles as taxas centrais de mortalidade projetadas são então obtidas pela substituição no modelo demográfico original. Com base nestas taxas projetadas podemos obter todos os demais elementos das tábuas de vida, para os diversos períodos de projeção.

Apresentaremos a seguir a aplicação desse método para a projeção da mortalidade no Brasil, nesta seqüência: o modelo demográfico; a projeção do índice de mortalidade; a projeção das taxas de mortalidade e outras funções da tábua de vida; e, por último, as conclusões.

## O modelo demográfico

O modelo demográfico de mortalidade utilizado por Lee e Carter toma como base uma matriz de taxas centrais de mortalidade por idade e sexo no ano  $t$  ( $m(x,t)$ ) e as ajusta ao modelo:

$$\ln(m(x,t)) = a_x + b_x k_t + e_{x,t} \quad (1)$$

Nesse modelo,  $a_x$  é uma constante aditiva específica a cada idade. O conjunto dos  $a_x$ 's descreve a forma geral do perfil de mortalidade. O parâmetro  $k_t$  é o índice de nível da mortalidade no período  $t$ , e varia com o tempo. O coeficiente  $b_x$  descreve as mudanças nas taxas, em resposta a mudanças em  $k$ . Em princípio,  $b_x$  pode ser negativo em algumas idades, indicando que a mortalidade dessas idades tende a aumentar enquanto cai em outras. O termo de erro  $e_{x,t}$  tem média 0 e variância  $\Phi_t^2$ , e reflete as influências históricas não capturadas pelo modelo.

### O cálculo dos parâmetros

Para a estimativa dos parâmetros  $a_x$  e  $b_x$  da equação acima, necessitamos de um conjunto de tábuas de vida, de forma a podermos extrair as *taxas centrais de mortalidade*. Existem *diversas maneiras de obtermos essas tábuas*. A melhor alternativa seria construí-las a partir de confiáveis estatísticas de mortalidade da população que se pretende analisar.

Poderíamos também, utilizando o modelo acima, gerar uma família de tábuas de vida de um parâmetro,  $k$ , a partir de duas outras observadas. Para tanto, fixamos  $k=0$ , para uma das tábuas de vida, e  $k=1$  para a outra. Em seguida, estimamos  $a_x = \ln(m(x,0))$  e  $b_x = \ln[m(x,1)] - \ln[m(x,0)]$ . Quando  $k$  varia, podemos gerar uma família de tábuas de vida. Para  $k$  entre 0 e 1, podemos gerar tábuas por interpolação entre as duas outras básicas; para  $k$  menor que 0 ou maior que 1 podemos gerar tábuas por extrapolação. Tal procedimento seria indicado para países com poucos dados. Entretanto, segundo Lee,

quando mais de duas tábuas de vida estão disponíveis, é recomendável que estimemos os vetores  $a_x$  e  $b_x$  juntamente com  $k_r$  a partir de uma matriz de taxas centrais de mortalidade, conforme o descrito abaixo.

Podemos ainda recorrer às tábuas de vida modelo, como as de Coale-Demeny ou as das Nações Unidas; ou, ainda, a tábuas de vida de outras populações que tenham padrões de mortalidade por idade similares à população em estudo.

Considerando os problemas existentes no Brasil para a obtenção de estatísticas de mortalidade, optamos por utilizar as *Tábuas de mortalidade abreviadas: Brasil 1950-2025* (Celade, 1994) para estimar os parâmetros  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_r$ .

Dado que dispomos das taxas centrais de mortalidade por idade para o Brasil, extraídas das tábuas Celade, podemos ajustar o modelo acima à matriz dessas taxas. Este, no entanto, não pode ser ajustado usando a regressão ordinária, uma vez que não temos regressores do lado direito da equação, mas somente parâmetros a serem estimados. Existem duas maneiras de obtermos uma *solução para o modelo*: a) podemos obter uma solução exata de mínimos quadrados com a aplicação do método de *Singular Value Decomposition - SVD* - (Good, 1969; Wilmoth et al., 1989) à matriz dos logaritmos das taxas, depois que a média no tempo do logaritmo das taxas específicas tiver sido subtraída; ou b) podemos obter uma solução aproximada, utilizando o método de normalização descrito abaixo.

Destacamos ainda que os *coeficientes da equação acima têm mais de uma solução*. Suponha que os vetores  $(a, b, k)$  sejam uma solução; então, para um escalar  $c$ ,  $(a, cb, k/c)$  e  $(a-cb, b, k+c)$  também são soluções. Isso posto, para a solução dessa equação, deveremos utilizar algum sistema de normalização; no caso, normalizamos  $b$ 's de forma a somar 1; os  $k$ 's foram normalizados

de forma a somar 0. Dada essa normalização,  $a_x$  será igual à média de  $\ln(m_{x,t})$  no tempo e  $k_r$  será aproximadamente igual à soma através das idades de  $(\ln(m_{x,t}) - a_x)$ , uma vez que a soma dos  $b_x$ 's escolhida foi a unidade. Isso feito, os  $b_x$ 's foram encontrados através da relação  $(\ln(m_{x,t}) - a_x) / k_r$ .

#### O cálculo de $k_r$

Mediante os procedimentos acima, estimamos os valores de  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_r$ . Todavia, muitas vezes é conveniente reestimar  $k_r$ , tendo em vista alguma das seguintes razões. Primeiro, as séries constituídas pelos totais de mortes da população podem ser mais extensas e mais completas que aquelas por idade. Portanto, voltar a calcular  $k_r$  usando dados mais completos pode implicar uma projeção mais sólida e mais exata. Segundo, os parâmetros  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_r$  foram estimados de forma a minimizar os erros quadrados da matriz de logaritmos das taxas de mortalidade e não os da matriz das taxas de mortalidade. Dito de outra forma, minimizar as distâncias relativas entre as taxas observadas e as ajustadas e não as distâncias em valores absolutos. Conseqüentemente, o número de mortes obtido pela aplicação das taxas de mortalidade ajustadas pelo modelo à distribuição por idade da população pode não coincidir com o número total de mortes observadas. E, por último, o motivo que, no caso do Brasil, nos parece o mais importante: a partir de 1974 as estatísticas vitais tomaram-se mais confiáveis e abrangentes, e como a primeira estimativa foi realizada com base na série de taxas centrais de mortalidade publicadas nas tábuas Celade, a segunda, por meio dessas estatísticas, deverá produzir uma projeção mais exata.

Assim, através da equação abaixo,  $k_r$  foi reestimado tomando-se os valores de  $a_x$  e  $b_x$  estimados anteriormente, o número total de mortes  $(D(t))$  e a distribuição por idade da população.

$$D(t) = \sum [N(x,t) \exp(a_x + k(t)b_x)] \quad (2)$$

### A base de dados

O Brasil apresenta, historicamente, uma precária qualidade de dados de registro de óbitos, o que tem levado a sérios problemas para a obtenção de estimativas confiáveis de mortalidade. Segundo Paes (1993), as grandes diferenças entre regiões, estados e suas áreas rurais e urbanas com relação à estrutura do domicílio, renda, transporte, condições sanitárias e outras condições de vida têm influenciado a coleta de informações. Além disso, até 1950 as estatísticas vitais existentes eram restritas quase que inteiramente às capitais e alcançavam em torno de 30% de cobertura nacional. A evolução do sistema de coleta e registro de estatísticas vitais no Brasil está detalhada com precisão na tese desenvolvida por Paes (1993). Somente a partir de 1973 o governo delega ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE - a tarefa de coletar as estatísticas vitais nos cartórios e publicá-las, o que vem sendo feito desde 1974, apesar de a unificação dos atestados de morte, responsável pela agilização do processamento das informações, ter se dado somente a partir de 1976.

Essa deficiência nos registros de óbitos tem causado maiores problemas na estimativa da mortalidade adulta que na estimativa da mortalidade na infância, já que esta última pode ser obtida de forma razoável por métodos indiretos. As estimativas de mortalidade adulta têm sido feitas, freqüentemente, a partir do uso de modelos padrões de mortalidade provenientes de outras populações, com base nas informações sobre mortalidade nas primeiras idades. A primeira experiência de construção de uma tábua de vida com dados do Brasil foi realizada por Frias e Medeiros (1981). Paes (1993) desenvolveu dois modelos de tábuas de vida, o Modelo Adaptativo Brasil - MAB - e o Modelo Adaptativo São Paulo de dois parâmetros [SP-2], a partir de uma base de dados mais ampla e atualizada.

As dificuldades na obtenção de dados que nos permitissem construir uma série histórica de taxas centrais de mortalidade por idade nos levaram a utilizar as *taxas centrais*

*de mortalidade entre 1950 e 1990 das Tábuas de mortalidade abreviadas: Brasil 1950-2025 (Celade, 1994) para estimar os parâmetros  $a_x$ ,  $b_x$  e  $k_x$  da primeira etapa do modelo demográfico.*

Mais uma vez, a falta de dados — agora sobre o total de mortes, em âmbito nacional, durante todo o período de estudo, de 1950 a 1990 — nos levou a *reestimar o valor de  $k_x$  (Equação 2) somente para o período de 1974-90*, quando o total de mortes  $D(t)$  foi determinado com base na publicação das *Estatísticas do registro civil*, elaboradas pelo IBGE, para esses anos. Ao número de mortes por faixa etária dessa publicação foi aplicada a técnica de ajuste de sub-registro por morte de Brass, obtendo-se assim o total corrigido de mortes. Esta técnica é aplicável para estimar a cobertura de registro de morte de população adulta. Contudo, como estes dados foram utilizados para um segundo ajuste no parâmetro de nível, a mortalidade da população adulta é a que tem apresentado maiores problemas de estimativa e as estimativas para a população infantil, com base nos dados do Celade, foram consideradas satisfatórias, nenhuma técnica adicional foi aplicada para a correção de sub-registro de nascimento da população infantil.

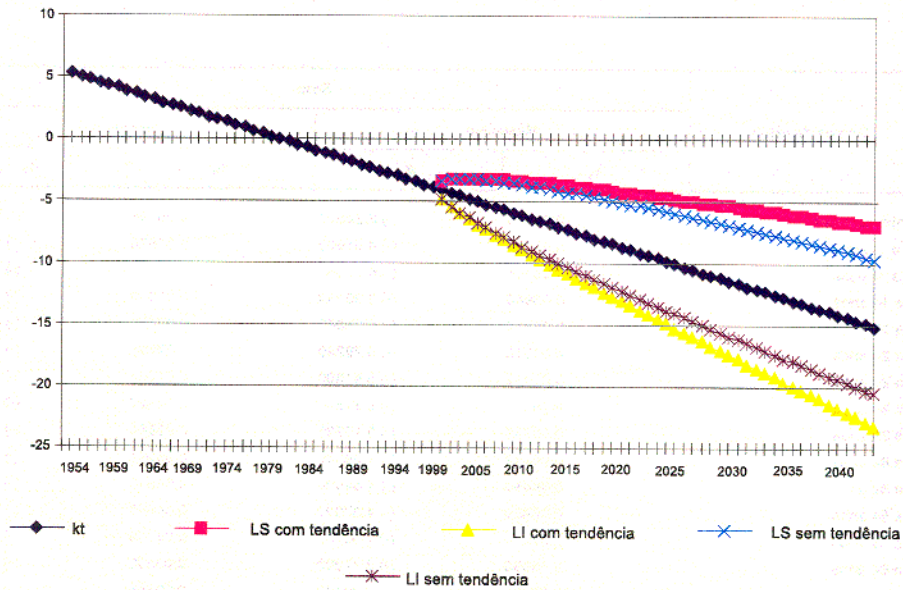
A distribuição por idade da população foi obtida da *Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar - PNAD - e do Censo Demográfico*, para os anos em que ele ocorreu.

### O modelo ajustado

Nos Gráficos 1 e 2 podemos observar o comportamento das *estimativas de  $k_x$* , para os sexos masculino e feminino, respectivamente, para o período de 1950 a 1990. Constatamos seu declínio quase linear. Neles estão também representadas as projeções, que serão discutidas posteriormente.

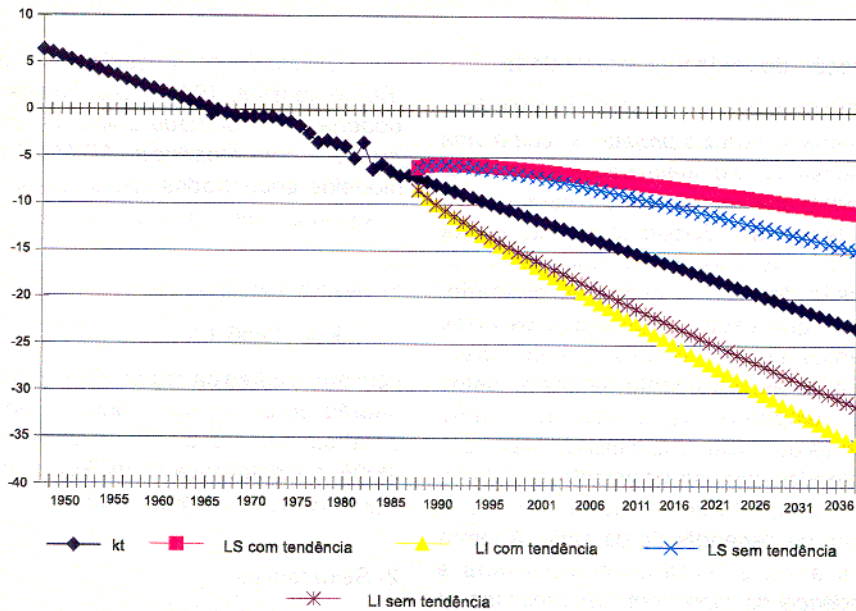
Os *valores estimados de  $a_x$  e  $b_x$*  por sexo podem ser observados na Tabela 1. Juntamente com o valor projetado de  $k_x$ , calculado a seguir, eles foram usados para a construção das taxas centrais de mortalidades projetadas para os diversos anos e as demais funções da tábua de vida.

**Gráfico 1- Kt estimado, projetado e intervalo de confiança de 95% com e sem incerteza sobre tendência, sexo masculino - 1954/2040**



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Gráfico 2 - Kt estimado, projetado e intervalo de confiança de 95% com e sem incerteza sobre tendência, sexo feminino - 1950/2036**



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 1**  
**Valores ajustados do  $a_x$  e  $b_x$ , por sexo, segundo os grupos de idade - 1950/1990**

Grupos de idade	Sexo			
	Masculino		Feminino	
	$b_x$	$a_x$	$b_x$	$a_x$
Menos de 1 ano	0,04743	(-) 2,22590	0,06798	(-) 2,51650
1 a 4 anos	0,05562	(-) 4,51900	0,08875	(-) 4,82270
5 a 9 anos	0,05758	(-) 6,06960	0,08611	(-) 6,36080
10 a 14 anos	0,05943	(-) 6,80150	0,07949	(-) 6,87050
15 a 19 anos	0,05914	(-) 6,15660	0,07723	(-) 6,42400
20 a 24 anos	0,06010	(-) 5,78240	0,07805	(-) 6,04200
25 a 29 anos	0,05962	(-) 5,51800	0,07231	(-) 5,75260
30 a 34 anos	0,06171	(-) 5,31540	0,06627	(-) 5,54610
35 a 39 anos	0,06345	(-) 5,10980	0,05964	(-) 5,32270
40 a 44 anos	0,06442	(-) 4,89540	0,05361	(-) 5,09240
45 a 49 anos	0,06480	(-) 4,64930	0,04849	(-) 4,83230
50 a 54 anos	0,06429	(-) 4,37820	0,04460	(-) 4,54930
55 a 59 anos	0,06241	(-) 4,08750	0,04139	(-) 4,24780
60 a 64 anos	0,05933	(-) 3,77290	0,03802	(-) 3,92100
65 a 69 anos	0,05080	(-) 3,39110	0,03255	(-) 3,52490
70 a 74 anos	0,04337	(-) 2,99530	0,02717	(-) 3,11090
75 a 79 anos	0,04279	(-) 2,56650	0,02544	(-) 2,66090
80 anos e mais	0,02390	(-) 1,82120	0,01490	(-) 1,87310

Fonte: Resultados da pesquisa.

### A projeção do índice de mortalidade

Tendo ajustado o modelo demográfico, o problema se reduz a projetar  $k_t$  como uma série no tempo. O primeiro passo é encontrar um modelo que seja apropriado para uso em séries temporais. Sabemos que as séries temporais não podem ser modeladas por regressão de mínimo quadrado ordinário, uma vez que esta assume que os erros adjacentes são não correlacionados, pressuposto, aliás, raramente satisfeito pelos dados temporais. Outra alternativa seria utilizarmos os modelos de mínimos quadrados generalizados, cujo uso, no entanto, é limitado, dada a dificuldade em conhecermos a estrutura de dependência da série. A forma mais prática é, então, modelarmos a dependência da série como um processo de série temporal.

Utilizando os procedimentos padrões (Box e Jenkins, 1972), concluímos que  $k_t$  poderia ser modelado como um processo aleatório com tendência,  $ARIMA(0,1,0)$ . Os modelos encontrados para cada um dos sexos foram os seguintes:

#### 1- Sexo masculino

$$k_t = -.2286 + k_{t-1} + e_t$$

com erro-padrão da regressão= .39045; erro-padrão do parâmetro= .06097; parâmetro estatisticamente significativo ao nível de .0006; e a estatística  $Q$  de Box-Ljung de 30 significativa, ao nível de .962.

#### 2- Sexo feminino

$$k_t = -.33038 + k_{t-1} + e_t$$

com erro-padrão de regressão = .59662; erro-padrão do parâmetro = .09317611; parâmetro estatisticamente significativo ao nível de .001; e a estatística  $Q$  de Box-Ljung de 30 significativa, ao nível de .583.

Podemos observar acima, que os modelos estimados apresentam os parâmetros que representam a tendência significativos e a estatística  $Q$  não significativa, ou seja, os resíduos são puramente aleatórios; logo, concluímos que o modelo é adequado ao ajuste dos dados.

Os termos constantes -.2286, para o sexo masculino, e -.33038, para o sexo feminino, refletem a tendência da mortalidade, indicam a mudança média anual em  $k$ . Em 50 anos prevemos um declínio em  $k$  de 11,43, para o primeiro, e 16,52, para o segundo. O erro-padrão da regressão indica a incerteza associada a um ano de previsão. Quando o horizonte de previsão aumenta, o erro-padrão cresce com a raiz quadrada de  $t$ .

Outra fonte de incerteza na projeção diz respeito à tendência, uma vez que esta não pode ser conhecida com exatidão. Para incorporar a incerteza relativa à estimativa da tendência à projeção de  $k$  devemos proceder da seguinte forma. Se o período de projeção é  $s$ , a variância da regressão  $var(r)$  e a variância da tendência  $var(t)$ , devemos considerar como variância da projeção de  $k$  a soma da variância da regressão ( $s^2 * var(r)$ ) com erro associado à estimativa da tendência ( $s^2 * var(t)$ ). Assim sendo, o desvio-padrão da projeção será dado pela raiz quadrada de  $((s^2 * var(r)) + (s^2 * var(t)))$ .

Nos Gráficos 1 e 2 apresentamos os valores passados, os estimados de  $k_t$ , com base nas equações acima, e os intervalos de confiança de 95% associados, tanto quando incorporamos à variância da projeção a variância relativa à tendência, como quando não a incorporamos, para os sexos masculino e feminino, respectivamente.

Na Tabela 2 estão listados os valores projetados de  $k_t$ , para ambos os sexos, e o desvio-padrão associado, para os diversos anos. Vale ressaltar que o erro devido à estimativa da tendência é responsável por um aumento no desvio-padrão de  $k$  de cerca de 1% no primeiro ano de projeção, de 11% depois de dez anos, e de 49% depois de 50 anos.

### Projeção das taxas de mortalidade e outras funções da tábua de vida

Uma vez encontrados os valores de  $k$  projetados, utilizando o modelo de mortalidade (Equação 1) e as estimativas de  $a_x$  e  $b_x$ , podemos estimar as taxas centrais de mortalidades, por idade, para cada ano de interesse.

Para a determinação da variância e, conseqüentemente, do intervalo de confiança das taxas centrais de mortalidade projetadas, é necessário que conheçamos todas as fontes de erros da projeção e calculemos sua variância. Considerando que as taxas foram projetadas pela Equação 1, estas fontes são: erros em projetar  $k$   $t$  períodos à frente; erros na estimativa de  $a_x$  e  $b_x$ ; e o erro em ajustar o grupo de idade  $x$  dentro do período da base de dados. A parte representada por cada uma destas fontes no erro da projeção das taxas de mortalidade foi analisada por Lee e Carter (1992, apêndice B). Segundo eles, o erro na projeção do nível de mortalidade  $k_t$  domina todos os outros e é responsável por no mínimo 95% do erro baseado em todas as outras fontes.

A variância deste erro é dada por  $bx^2\Phi_{kt}^2$  (Lee e Carter, 1992, apêndice B). Se ignorarmos todas as outras fontes de erros não provenientes da projeção de  $k$ , o intervalo de confiança de 95% das taxas centrais de mortalidade,  $m(x,t)$ , será dado pelo valor de  $m(x,t)$  estimado, multiplicado por  $exp(\sqrt{2bx}\Phi_{kt})$ .

**Tabela 2**  
**Índice de mortalidade projetado  $K_t$  e desvio padrão, por sexo - 1991/2040**

Ano	Sexo			
	Masculino		Feminino	
	$K_t$	DP	$K_t$	DP
1991	(-) 4,11	0,40	(-) 7,27	0,60
1992	(-) 4,34	0,57	(-) 7,60	0,86
1993	(-) 4,57	0,70	(-) 7,93	1,07
1994	(-) 4,79	0,82	(-) 8,26	1,25
1995	(-) 5,02	0,92	(-) 8,59	1,41
1996	(-) 5,25	1,02	(-) 8,93	1,56
1997	(-) 5,48	1,12	(-) 9,26	1,71
1998	(-) 5,71	1,21	(-) 9,59	1,84
1999	(-) 5,94	1,29	(-) 9,92	1,98
2000	(-) 6,17	1,38	(-) 10,25	2,10
2001	(-) 6,39	1,46	(-) 10,58	2,23
2002	(-) 6,62	1,54	(-) 10,91	2,35
2003	(-) 6,85	1,62	(-) 11,24	2,47
2004	(-) 7,08	1,69	(-) 11,57	2,59
2005	(-) 7,31	1,77	(-) 11,90	2,70
2006	(-) 7,54	1,84	(-) 12,23	2,81
2007	(-) 7,77	1,91	(-) 12,56	2,93
2008	(-) 7,99	1,99	(-) 12,89	3,04
2009	(-) 8,22	2,06	(-) 13,22	3,15
2010	(-) 8,45	2,13	(-) 13,55	3,25
2011	(-) 8,68	2,20	(-) 13,88	3,36
2012	(-) 8,91	2,27	(-) 14,21	3,47
2013	(-) 9,14	2,34	(-) 14,54	3,57
2014	(-) 9,37	2,41	(-) 14,87	3,68
2015	(-) 9,60	2,48	(-) 15,20	3,78
2016	(-) 9,82	2,54	(-) 15,53	3,89
2017	(-) 10,05	2,61	(-) 15,86	3,99
2018	(-) 10,28	2,68	(-) 16,19	4,10
2019	(-) 10,51	2,75	(-) 16,52	4,20
2020	(-) 10,74	2,81	(-) 16,85	4,30
2021	(-) 10,97	2,88	(-) 17,18	4,40
2022	(-) 11,20	2,95	(-) 17,51	4,50
2023	(-) 11,42	3,01	(-) 17,85	4,60
2024	(-) 11,65	3,08	(-) 18,18	4,71
2025	(-) 11,88	3,14	(-) 18,51	4,81
2026	(-) 12,11	3,21	(-) 18,84	4,91
2027	(-) 12,34	3,28	(-) 19,17	5,01
2028	(-) 12,57	3,34	(-) 19,50	5,11
2029	(-) 12,80	3,41	(-) 19,83	5,20
2030	(-) 13,02	3,47	(-) 20,16	5,30
2031	(-) 13,25	3,54	(-) 20,49	5,40
2032	(-) 13,48	3,60	(-) 20,82	5,50
2033	(-) 13,71	3,66	(-) 21,15	5,60
2034	(-) 13,94	3,73	(-) 21,48	5,70
2035	(-) 14,17	3,79	(-) 21,81	5,80
2036	(-) 14,40	3,86	(-) 22,14	5,89
2037	(-) 14,62	3,92	(-) 22,47	5,99
2038	(-) 14,85	3,99	(-) 22,80	6,09
2039	(-) 15,08	4,05	(-) 23,13	6,19
2040	(-) 15,31	4,12	(-) 23,46	6,28

Fonte: Resultados da pesquisa.



As Tabelas 1 e 6 apresentam as *projeções pontuais das taxas centrais de mortalidade* para o período de 1990-2040, para os sexos masculino e feminino, res-

pectivamente, em intervalos quinquenais. Nas Tabela 4, 5, 7 e 8 constam os limites inferior e superior do *intervalo de confiança de 95%* dessas taxas.

**Tabela 3**  
**Projeção das taxas centrais de mortalidade para o sexo masculino, em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990/2040**

Grupos de idade	Projeção das taxas centrais de mortalidade (1 000 hab.)									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	88,11	83,26	78,86	74,70	70,78	67,03	63,49	60,14	56,97	53,96
1 a 4 anos	8,59	8,04	7,54	7,08	6,64	6,23	5,85	5,49	5,15	4,83
5 a 9 anos	1,81	1,69	1,58	1,48	1,38	1,30	1,21	1,14	1,06	1,00
10 a 14 anos	1,05	0,98	0,92	0,86	0,80	0,75	0,70	0,65	0,61	0,57
15 a 19 anos	1,64	1,53	1,43	1,34	1,25	1,17	1,09	1,02	0,95	0,89
20 a 24 anos	2,38	2,22	2,07	1,93	1,80	1,68	1,57	1,47	1,37	1,28
25 a 29 anos	3,12	2,90	2,71	2,53	2,36	2,21	2,06	1,93	1,80	1,68
30 a 34 anos	3,77	3,50	3,27	3,04	2,84	2,64	2,46	2,30	2,14	1,99
35 a 39 anos	4,60	4,26	3,97	3,69	3,43	3,19	2,97	2,76	2,57	2,39
40 a 44 anos	5,68	5,26	4,88	4,54	4,21	3,91	3,64	3,38	3,14	2,92
45 a 49 anos	7,25	6,72	6,24	5,79	5,38	5,00	4,64	4,31	4,01	3,72
50 a 54 anos	9,53	8,82	8,20	7,62	7,08	6,58	6,11	5,68	5,27	4,90
55 a 59 anos	12,84	11,92	11,10	10,34	9,62	8,96	8,34	7,77	7,24	6,74
60 a 64 anos	17,82	16,61	15,52	14,50	13,55	12,66	11,83	11,05	10,33	9,65
65 a 69 anos	27,08	25,49	24,05	22,69	21,41	20,21	19,07	17,99	16,98	16,02
70 a 74 anos	41,54	39,44	37,53	35,72	33,99	32,35	30,78	29,29	27,88	26,53
75 a 79 anos	63,93	60,75	57,85	55,09	52,46	49,96	47,57	45,30	43,14	41,08
80 anos e mais	146,08	141,97	138,14	134,42	130,80	127,27	123,84	120,50	117,26	114,10

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 4**  
**Limite inferior do intervalo de confiança de 95% da projeção das taxas centrais de mortalidade para o sexo masculino, em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990-2040**

Grupos de idade	Projeção das taxas centrais de mortalidade (1 000 hab.)									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	84,1	74,9	68,2	62,3	57,1	52,3	48,0	44,1	40,5	37,2
1 a 4 anos	8,1	6,8	6,4	5,7	5,2	4,7	4,2	3,8	3,5	3,1
5 a 9 anos	1,7	1,4	1,3	1,2	1,1	1,0	0,9	0,8	0,7	0,6
10 a 14 anos	1,0	0,8	0,8	0,7	0,6	0,5	0,5	0,4	0,4	0,4
15 a 19 anos	1,6	1,1	1,2	1,1	1,0	0,9	0,8	0,7	0,6	0,6
20 a 24 anos	2,2	1,6	1,7	1,5	1,4	1,2	1,1	1,0	0,9	0,8
25 a 29 anos	2,9	2,0	2,3	2,0	1,8	1,6	1,5	1,3	1,2	1,1
30 a 34 anos	3,5	2,3	2,7	2,4	2,1	1,9	1,7	1,5	1,4	1,2
35 a 39 anos	4,3	2,6	3,3	2,9	2,6	2,3	2,0	1,8	1,6	1,5
40 a 44 anos	5,3	5,3	4,0	3,5	3,1	2,8	2,5	2,2	2,0	1,8
45 a 49 anos	6,8	6,7	5,1	4,5	4,0	3,6	3,2	2,8	2,5	2,2
50 a 54 anos	8,9	8,8	6,7	6,0	5,3	4,7	4,2	3,7	3,3	3,0
55 a 59 anos	12,1	11,9	9,2	8,1	7,3	6,5	5,8	5,2	4,6	4,1
60 a 64 anos	16,8	16,6	12,9	11,6	10,4	9,3	8,3	7,5	6,7	6,1
65 a 69 anos	25,8	25,5	20,6	18,7	17,0	15,5	14,1	12,9	11,8	10,8
70 a 74 anos	39,8	39,4	32,9	30,3	27,9	25,8	23,8	22,0	20,4	18,9
75 a 79 anos	61,3	60,8	50,7	46,8	43,2	39,9	37,0	34,2	31,7	29,4
80 anos e mais	142,7	142,0	128,4	122,7	117,3	112,3	107,8	103,0	98,7	94,6

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 5**  
**Limite superior do intervalo de confiança de 95% da projeção das taxas centrais de mortalidade**  
**para o sexo masculino, em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990-2040**

Grupos de idade	Projeção das taxas centrais de mortalidade (1 000 hab.)									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	92,4	91,8	91,2	89,6	87,8	85,9	84,0	82,1	80,2	78,3
1 a 4 anos	9,1	9,0	8,9	8,8	8,5	8,3	8,1	7,9	7,7	7,5
5 a 9 anos	1,9	1,9	1,9	1,8	1,8	1,8	1,7	1,7	1,6	1,6
10 a 14 anos	1,1	1,1	1,1	1,1	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9
15 a 19 anos	1,7	1,7	1,7	1,7	1,6	1,6	1,5	1,5	1,5	1,4
20 a 24 anos	2,5	2,5	2,5	2,4	2,4	2,3	2,2	2,2	2,1	2,0
25 a 29 anos	3,3	3,3	3,3	3,2	3,1	3,0	2,9	2,8	2,8	2,7
30 a 34 anos	4,0	4,0	3,9	3,9	3,8	3,6	3,5	3,4	3,3	3,2
35 a 39 anos	4,9	4,9	4,8	4,7	4,6	4,4	4,3	4,2	4,1	3,9
40 a 44 anos	6,1	6,0	6,0	5,8	5,6	5,5	5,3	5,2	5,0	4,8
45 a 49 anos	7,7	7,7	7,6	7,4	7,2	7,0	6,8	6,6	6,4	6,2
50 a 54 anos	10,2	10,1	10,0	9,7	9,5	9,2	8,9	8,6	8,4	8,1
55 a 59 anos	13,7	13,6	13,4	13,1	12,8	12,4	12,1	11,7	11,3	11,0
60 a 64 anos	18,9	18,8	18,6	18,2	17,7	17,3	16,8	16,3	15,8	15,4
65 a 69 anos	28,5	28,3	28,1	27,6	27,0	26,3	25,7	25,1	24,5	23,9
70 a 74 anos	43,4	43,1	42,9	42,2	41,4	40,6	39,7	38,9	38,1	37,3
75 a 79 anos	66,7	66,3	66,0	64,9	63,7	62,5	61,2	60,0	58,7	57,5
80 anos e mais	146,6	149,1	148,7	147,3	145,8	144,2	142,6	140,9	139,3	137,6

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 6**  
**Projeção das taxas centrais de mortalidade para o sexo feminino,**  
**em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990-2040**

Grupos de idade	Projeção das taxas centrais de mortalidade (1 000 hab.)									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	48,2	43,0	38,5	34,4	30,7	27,5	24,5	21,9	19,8	17,5
1 a 4 anos	4,1	3,5	3,1	2,6	2,3	2,0	1,7	1,5	1,3	1,1
5 a 9 anos	0,9	0,8	0,7	0,6	0,5	0,4	0,4	0,3	0,3	0,2
10 a 14 anos	0,6	0,5	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2
15 a 19 anos	0,9	0,8	0,7	0,6	0,5	0,5	0,4	0,4	0,3	0,3
20 a 24 anos	1,3	1,2	1,0	0,9	0,8	0,7	0,6	0,6	0,5	0,4
25 a 29 anos	1,8	1,6	1,4	1,3	1,1	1,0	0,9	0,8	0,7	0,6
30 a 34 anos	2,4	2,1	1,9	1,7	1,5	1,4	1,2	1,1	1,0	0,9
35 a 39 anos	3,1	2,8	2,5	2,3	2,1	1,9	1,7	1,6	1,4	1,3
40 a 44 anos	4,1	3,7	3,4	3,1	2,9	2,6	2,4	2,2	2,0	1,8
45 a 49 anos	5,5	5,1	4,7	4,3	4,0	3,7	3,4	3,1	2,9	2,7
50 a 54 anos	7,5	7,0	6,5	6,0	5,6	5,2	4,8	4,5	4,2	3,9
55 a 59 anos	10,4	9,7	9,1	8,5	7,9	7,4	6,9	6,5	6,0	5,6
60 a 64 anos	14,8	13,9	13,1	12,3	11,5	10,8	10,2	9,6	9,0	8,4
65 a 69 anos	23,0	21,8	20,7	19,6	18,5	17,6	16,7	15,8	15,0	14,4
70 a 74 anos	36,2	34,7	33,1	31,7	30,3	29,0	27,7	26,5	25,3	24,2
75 a 79 anos	57,6	55,2	53,0	50,8	48,7	46,7	44,8	42,9	41,2	39,5
80 anos e mais	137,2	133,9	130,6	127,4	124,3	121,3	118,4	115,5	112,7	109,9

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 7**  
**Limite inferior do intervalo de confiança de 95% da projeção das taxas centrais de mortalidade**  
**para o sexo feminino, em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990-2040**

Grupos de idade	Projeção das taxas centrais de mortalidade (1 000 hab.)									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	43,4	34,2	28,0	23,1	19,2	16,0	13,3	11,1	9,3	7,8
1 a 4 anos	3,6	2,3	2,0	1,6	1,2	1,0	0,8	0,6	0,5	0,4
5 a 9 anos	0,8	0,5	0,5	0,4	0,3	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1
10 a 14 anos	0,5	0,3	0,3	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1
15 a 19 anos	0,8	0,4	0,5	0,4	0,3	0,3	0,2	0,2	0,1	0,1
20 a 24 anos	1,2	0,6	0,7	0,6	0,5	0,4	0,3	0,3	0,2	0,2
25 a 29 anos	1,6	0,8	1,0	0,8	0,7	0,6	0,5	0,4	0,3	0,3
30 a 34 anos	2,1	1,0	1,4	1,2	1,0	0,8	0,7	0,6	0,5	0,4
35 a 39 anos	2,8	1,4	1,9	1,6	1,4	1,2	1,0	0,9	0,7	0,6
40 a 44 anos	3,8	3,7	2,7	2,3	2,0	1,7	1,5	1,3	1,1	1,0
45 a 49 anos	5,1	5,1	3,7	3,3	2,9	2,5	2,2	1,9	1,7	1,5
50 a 54 anos	7,0	7,0	5,3	4,7	4,1	3,7	3,2	2,9	2,6	2,3
55 a 59 anos	9,8	9,7	7,5	6,7	6,0	5,3	4,8	4,3	3,8	3,4
60 a 64 anos	14,0	13,9	11,0	9,8	8,9	8,0	7,2	6,5	5,9	5,3
65 a 69 anos	21,9	21,8	17,7	16,2	14,8	13,6	12,4	11,4	10,5	9,6
70 a 74 anos	34,8	34,7	29,2	27,0	25,1	23,3	21,7	20,2	18,8	17,5
75 a 79 anos	55,4	55,3	47,0	43,8	40,8	38,1	35,6	33,3	31,1	29,1
80 anos e mais	134,1	133,9	121,8	118,8	112,1	107,7	103,5	99,5	95,6	92,0

Fonte: Resultados da pesquisa.

**Tabela 8**  
**Limite superior do intervalo de confiança de 95% da projeção das taxas centrais de mortalidade**  
**para o sexo feminino, em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990-2040**

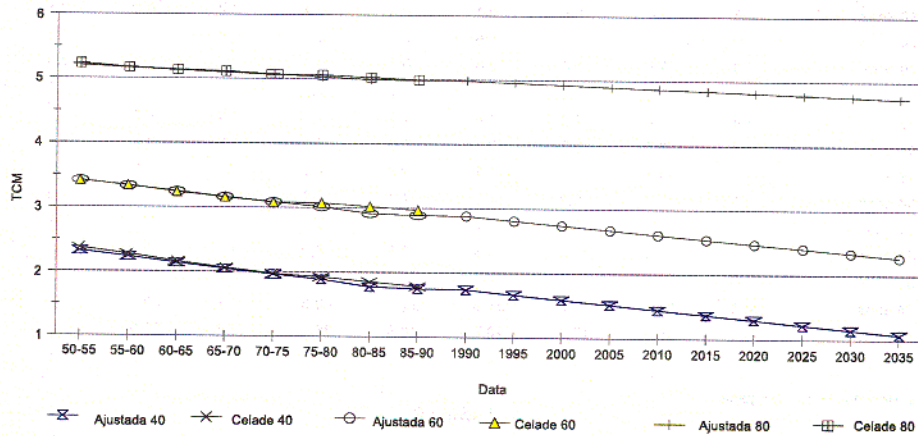
Grupos de idade	Projeção das taxas centrais de mortalidade (1 000 hab.)									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	53,4	53,2	52,9	51,2	49,2	47,3	45,3	43,3	41,4	39,6
1 a 4 anos	4,7	4,7	4,6	4,4	4,2	4,0	3,8	3,6	3,4	3,2
5 a 9 anos	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7
10 a 14 anos	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5
15 a 19 anos	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,9	0,8	0,8	0,8	0,7
20 a 24 anos	1,5	1,5	1,5	1,4	1,4	1,3	1,2	1,2	1,1	1,1
25 a 29 anos	2,0	2,0	2,0	1,9	1,9	1,8	1,7	1,6	1,5	1,5
30 a 34 anos	2,6	2,6	2,6	2,5	2,4	2,3	2,2	2,1	2,0	1,9
35 a 39 anos	3,4	3,4	3,4	3,3	3,2	3,1	2,9	2,8	2,7	2,6
40 a 44 anos	4,4	4,4	4,4	4,3	4,2	4,0	3,9	3,8	3,6	3,5
45 a 49 anos	5,9	5,9	5,9	5,8	5,6	5,4	5,3	5,1	5,0	4,8
50 a 54 anos	8,1	8,0	8,0	7,8	7,6	7,4	7,2	7,0	6,8	6,6
55 a 59 anos	11,1	11,1	11,1	10,8	10,6	10,3	10,1	9,8	9,5	9,3
60 a 64 anos	15,7	15,7	15,7	15,4	15,0	14,7	14,3	14,0	13,6	13,3
65 a 69 anos	24,2	24,1	24,1	23,7	23,2	22,8	22,3	21,9	21,4	20,9
70 a 74 anos	37,8	37,7	37,6	37,1	36,6	36,0	35,4	34,7	34,1	33,5
75 a 79 anos	59,9	59,8	59,7	58,9	58,1	57,2	56,3	55,4	54,4	53,5
80 anos e mais	140,3	140,3	140,1	139,0	137,9	136,6	135,4	134,1	132,7	131,4

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nos Gráficos 3 e 5 podemos observar os valores *ajustados e projetados* das taxas centrais de mortalidade em escala logarítmica, para três idades – 40, 60 e 80 anos –, em cada sexo. Estão também representados os valores das taxas da tábua Celade. Comparando ambas as séries, podemos

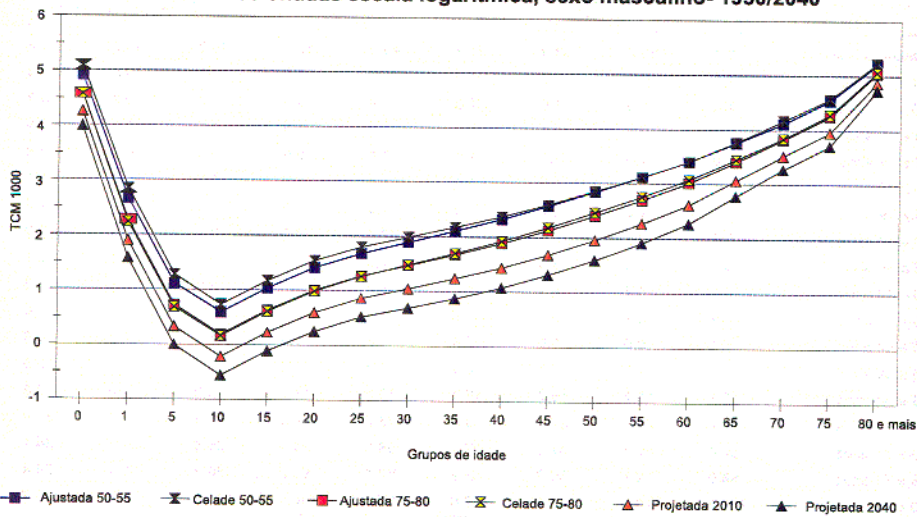
concluir que o modelo adotado ajusta bem os dados. Observamos ainda nestes gráficos a redução mais rápida das taxas para idades mais jovens, ou seja, 40 anos, seguem-se as de 60 e, por último, 80 anos. Os Gráficos 4 e 6 mostram o *padrão por idade* da mortalidade implícito para alguns períodos.

**Gráfico 3**  
TCM Celade, ajustada e projetada, por idades selecionadas e escala logarítmica, sexo masculino - 1950/2040



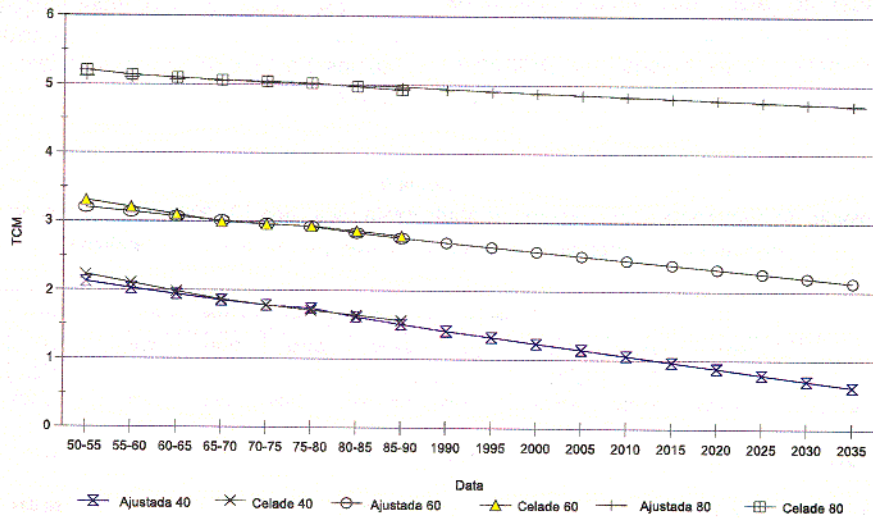
Fonte: Resultados da pesquisa.

**Gráfico 4**  
TCM Celade ajustada e projetada datas selecionadas escala logarítmica, sexo masculino - 1950/2040



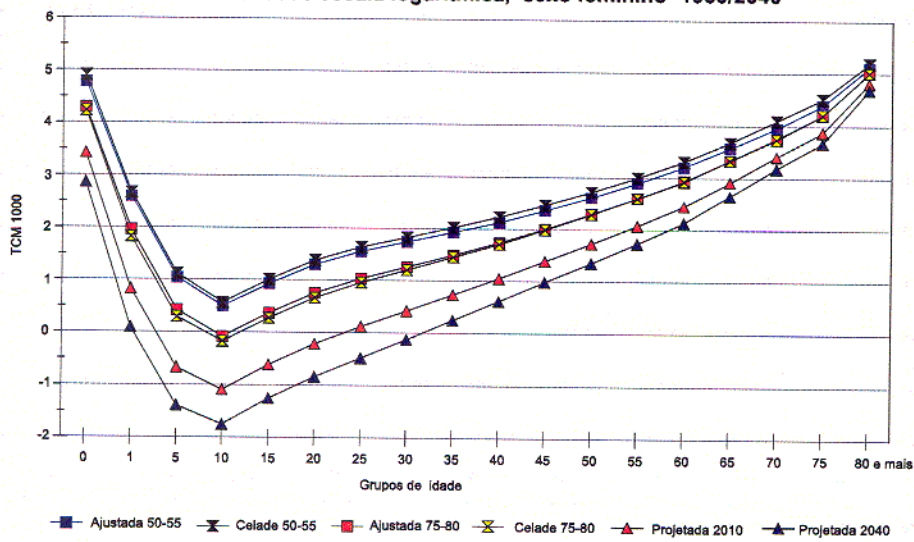
Fonte: Resultados da pesquisa.

**Gráfico 5**  
**TCM Celade, ajustada e projetada, por idades**  
**selecionadas e escala logarítmica, sexo feminino - 1950/2040**



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Gráfico 6**  
**TCM Celade ajustada e projetada, por datas**  
**selecionadas escala logarítmica, sexo feminino- 1950/2040**



Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma vez calculadas as taxas centrais de mortalidade segundo idade, podemos proceder ao cálculo das demais funções da tábua de vida. Dentre as *funções* determinadas, serão apresentadas a seguir: a *proporção de sobreviventes à idade exata  $x$ ,  $l_x$* ; e a

*esperança de vida,  $e_x$* ; calculadas com base nas taxas centrais de mortalidade projetadas.

Os valores dessas duas funções para o sexo masculino são apresentados nas Tabelas 9 e 10 e os para o sexo feminino nas Tabelas 11 e 12.

**Tabela 9**  
**Projeção do número de sobreviventes na idade exata para cada 100 000 nascimentos, do sexo masculino, em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990/2040**

Grupos de idade	Projeção do número de sobreviventes na idade exata para cada 100 000 nascimentos									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1 a 4 anos	91 561	92 007	92 413	92 799	93 166	93 515	93 846	94 162	94 461	94 746
5 a 9 anos	88 468	89 094	89 664	90 206	90 722	91 211	91 675	92 116	92 534	92 931
10 a 14 anos	87 670	88 345	88 959	89 542	90 096	90 621	91 120	91 594	92 043	92 469
15 a 19 anos	87 210	87 913	88 552	89 159	89 736	90 283	90 803	91 296	91 763	92 206
20 a 24 anos	86 495	87 242	87 920	88 564	89 176	89 757	90 308	90 830	91 326	91 796
25 a 29 anos	85 471	86 280	87 015	87 713	88 375	89 004	89 600	90 166	90 702	91 210
30 a 34 anos	84 149	85 037	85 843	86 609	87 336	88 026	88 680	89 301	89 889	90 446
35 a 39 anos	82 575	83 558	84 452	85 300	86 105	86 870	87 594	88 281	88 932	89 549
40 a 44 anos	80 696	81 794	82 792	83 740	84 640	85 494	86 304	87 071	87 798	88 486
45 a 49 anos	78 436	79 671	80 794	81 861	82 874	83 836	84 747	85 611	86 430	87 204
50 a 54 anos	75 838	77 036	78 310	79 521	80 672	81 764	82 801	83 784	84 715	85 596
55 a 59 anos	72 113	73 708	75 180	76 545	77 863	79 117	80 307	81 437	82 508	83 522
60 a 64 anos	67 617	69 432	71 093	72 682	74 198	75 644	77 020	78 329	79 572	80 752
65 a 69 anos	61 832	63 882	65 770	67 585	69 326	70 992	72 586	74 108	75 558	76 940
70 a 74 anos	53 961	56 202	58 285	60 304	62 258	64 144	65 962	67 711	69 390	71 000
75 a 79 anos	43 766	46 072	48 244	50 377	52 467	54 508	56 499	58 435	60 315	62 136
80 anos e mais	31 662	33 878	36 005	38 132	40 261	42 355	44 438	46 496	48 522	50 514

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Base taxa central de mortalidade projetada.

**Tabela 10**  
**Projeção da esperança de vida restante a idades exatas, do sexo masculino,**  
**em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990/2040**

Grupos de idade	Projeção da esperança de vida restante a idades exatas									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	62,1	63,3	64,5	64,5	66,7	67,8	68,9	69,9	70,9	71,9
1 a 4 anos	66,8	67,8	68,7	68,7	70,6	71,5	72,4	73,2	74,0	74,9
5 a 9 anos	65,1	66,0	66,8	66,8	68,5	69,3	70,0	70,8	71,6	72,3
10 a 14 anos	60,6	61,5	62,3	62,3	63,9	64,7	65,4	66,2	66,9	67,6
15 a 19 anos	55,9	56,8	57,6	57,6	59,2	59,9	60,7	61,4	62,1	62,8
20 a 24 anos	51,4	52,2	53,0	53,0	54,5	55,3	56,0	56,7	57,4	58,1
25 a 29 anos	47,0	47,8	48,5	48,5	50,0	50,7	51,4	52,1	52,8	53,5
30 a 34 anos	42,7	43,4	44,1	44,1	45,6	46,2	46,9	47,6	48,2	48,9
35 a 39 anos	38,4	39,1	39,8	39,8	41,2	41,8	42,5	43,1	43,7	44,3
40 a 44 anos	34,3	34,9	35,6	35,6	36,8	37,5	38,1	38,7	39,3	39,8
45 a 49 anos	30,2	30,8	31,4	31,4	32,6	33,1	33,7	34,3	34,8	35,4
50 a 54 anos	26,2	26,8	27,3	27,3	28,4	28,9	29,5	30,0	30,5	31,0
55 a 59 anos	22,4	22,9	23,4	23,4	24,3	24,8	25,3	25,8	26,2	26,7
60 a 64 anos	18,7	19,1	19,6	19,6	20,4	20,8	21,3	21,7	22,1	22,6
65 a 69 anos	15,2	15,6	15,9	15,9	16,7	17,0	17,4	17,8	18,2	18,5
70 a 74 anos	12,0	12,4	12,7	12,7	13,3	13,6	13,9	14,2	14,6	14,9
75 a 79 anos	9,3	9,5	9,8	9,8	10,3	10,5	10,8	11,1	11,4	11,7
80 anos e mais	6,8	7,0	7,2	7,2	7,6	7,9	8,1	8,3	8,5	8,8

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Base taxa central de mortalidade projetada.

**Tabela 11**  
**Projeção do número de sobreviventes na idade exata para cada 100 000 nascimentos, do sexo**  
**feminino, em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990/2040**

Grupos de idade	Projeção do número de sobreviventes na idade exata para cada 100 000 nascimentos									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000	100 000
1 a 4 anos	95 298	95 787	96 226	96 620	96 974	97 291	97 575	97 830	98 058	98 263
5 a 9 anos	93 748	94 440	95 057	95 605	96 093	96 528	96 914	97 257	97 562	97 833
10 a 14 anos	93 328	94 073	94 736	95 325	95 849	96 315	96 729	97 096	97 422	97 711
15 a 19 anos	93 064	93 839	94 530	95 143	95 689	96 173	96 604	96 986	97 325	97 626
20 a 24 anos	92 645	93 468	94 200	94 851	95 430	95 945	96 401	96 807	97 167	97 487
25 a 29 anos	92 030	92 920	93 713	94 418	95 046	95 604	96 099	96 540	96 930	97 277
30 a 34 anos	91 198	92 175	93 046	93 822	94 513	95 128	95 675	96 161	96 593	96 976
35 a 39 anos	90 129	91 205	92 168	93 028	93 796	94 481	95 092	95 635	96 120	96 550
40 a 44 anos	88 742	89 932	91 002	91 961	92 820	93 590	94 278	94 894	95 444	95 936
45 a 49 anos	86 945	88 265	89 456	90 531	91 498	92 369	93 152	93 856	94 488	95 056
50 a 54 anos	84 580	86 046	87 379	88 588	89 685	90 678	91 578	92 391	93 126	93 790
55 a 59 anos	81 449	83 083	84 581	85 950	87 201	88 344	89 385	90 334	91 199	91 986
60 a 64 anos	77 299	79 124	80 811	82 367	83 802	85 124	86 339	87 456	88 483	89 425
65 a 69 anos	71 753	73 782	75 677	77 444	79 090	80 621	82 044	83 365	84 590	85 726
70 a 74 anos	63 926	66 133	68 223	70 198	72 061	73 816	75 467	77 020	78 477	79 844
75 a 79 anos	53 260	55 546	57 744	59 856	61 878	63 812	65 661	67 424	69 104	70 704
80 anos e mais	39 801	42 015	44 188	46 315	48 393	50 418	52 388	54 302	56 157	57 953

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Base taxa central de mortalidade projetada.

**Tabela 12**  
**Projeção da esperança de vida restante a idades exatas, do sexo feminino,**  
**em intervalos de cinco anos, por grupos de idade - 1990/2040**

	Projeção da esperança de vida restante a idades exatas									
	1990/ 1994	1995/ 1999	2000/ 2004	2005/ 2009	2010/ 2014	2015/ 2019	2020/ 2024	2025/ 2029	2030/ 2034	2035/ 2040
Menos de 1 ano	69,0	70,3	71,5	72,7	73,8	74,8	75,8	76,7	77,5	78,4
1 a 4 anos	71,4	72,4	73,3	74,2	75,0	75,9	76,6	77,4	78,1	78,8
5 a 9 anos	68,5	69,4	70,2	71,0	71,7	72,4	73,1	73,8	74,5	75,1
10 a 14 anos	63,8	64,6	65,4	66,2	66,9	67,6	68,3	68,9	69,6	70,2
15 a 19 anos	59,0	59,8	60,6	61,3	62,0	62,7	63,4	64,0	64,6	65,2
20 a 24 anos	54,3	55,0	55,8	56,5	57,2	57,8	58,5	59,1	59,7	60,3
25 a 29 anos	49,6	50,3	51,0	51,7	52,4	53,0	53,7	54,3	54,9	55,5
30 a 34 anos	45,0	45,7	46,4	47,0	47,7	48,3	48,9	49,5	50,1	50,6
35 a 39 anos	40,5	41,2	41,8	42,4	43,0	43,6	44,2	44,7	45,3	45,8
40 a 44 anos	36,1	36,7	37,3	37,9	38,4	39,0	39,5	40,1	40,6	41,1
45 a 49 anos	31,8	32,4	32,9	33,4	34,0	34,5	35,0	35,5	36,0	36,5
50 a 54 anos	27,7	28,2	28,6	29,1	29,6	30,1	30,5	31,0	31,5	31,9
55 a 59 anos	23,6	24,1	24,5	24,9	25,4	25,8	26,2	26,7	27,1	27,5
60 a 64 anos	19,8	20,1	20,5	20,9	21,3	21,7	22,1	22,5	22,8	23,2
65 a 69 anos	16,1	16,4	16,8	17,1	17,4	17,8	18,1	18,4	18,8	19,1
70 a 74 anos	12,6	13,0	13,3	13,6	13,9	14,2	14,5	14,7	15,0	15,3
75 a 79 anos	9,8	10,0	10,3	10,5	10,7	11,0	11,2	11,5	11,7	12,0
80 anos e mais	7,3	7,5	7,7	7,8	8,0	8,2	8,4	8,7	8,9	9,1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Base taxa central de mortalidade projetada.

### Conclusões

Neste trabalho construímos uma família de tábuas de vida de um parâmetro que ajusta o padrão da mortalidade por idade no Brasil de 1950 até 1990. O parâmetro das tábuas de vida ajustadas,  $k$ , apresentou um declínio aproximadamente linear. O índice de mortalidade  $k$  foi projetado usando procedimentos estatísticos padrões, como um processo aleatório com tendência. A partir da projeção das taxas centrais de mortalidade e seu intervalo de confiança calculamos as demais funções da tábua de vida.

Os resultados da nossa projeção indicam que a esperança de vida ao nascer feminina deverá aumentar de 68,99 anos, no quinquênio de 1990-94, para 78,38 anos, no quinquênio 2035-40. Em relação à esperança de vida ao nascer masculina, o aumento deverá ser de 62,07 anos, no quin-

quênio de 1990-94, para 71,88 anos no quinquênio 2035-40. As projeções realizadas pelo Celade e publicadas no *Boletim Demográfico* número 61, de janeiro de 1998, apresentam uma esperança de vida feminina de 70,39 anos e masculina de 62,67 anos, no quinquênio 1990-95, e, para o último período publicado, 2020-25, de 78,22 anos para o sexo feminino e 70,32 anos para o masculino. Os nossos resultados para o período de 2020-25, no entanto, apontam para uma esperança de vida ao nascer bem menor: 75,75 anos para o sexo feminino e 68,86 anos para o sexo masculino. Assim, o Celade apresenta, no início de sua projeção e no seu final, esperanças de vida superiores às encontradas neste trabalho. Lembramos, como dito anteriormente, que a metodologia adotada pelo Celade é diferente da adotada aqui, baseada em métodos indiretos e tábuas de mortalidade limites.



Temos a considerar que a junção da técnica estatística de séries temporais com os modelos demográficos tem muitas vantagens. Este modelo serve para ajustar os sub-registros de mortes e projetar a mortalidade. O padrão de mortalidade por idade projeta-se junto com seu nível ao invés de se usar uma tábua de vida modelo. Não é necessário estabelecer pressuposto para o limite superior de  $e_0$ , tampouco modelar a sua desaceleração. Projetamos um intervalo de probabilidade em vez de um ponto específico. Modelos de projeção deste tipo podem ser usados como uma componente de uma matriz de Leslie estocástica e gerar projeções de população totalmente aleatórias (Lee e Tuljapurkar, 1992).

A sua principal *desvantagem* é basear-se no passado para projetar o futuro e não fazer nenhuma tentativa de incorporação das influências de novos conhecimentos médicos ou mudanças sociais e comportamentais à mortalidade. Assim, é possível que os intervalos de confiança calculados sejam muito estreitos para englobar as incertezas sobre ela. Nossas projeções baseiam-se no pressuposto implícito de que as taxas de mortalidade reduziram-se a taxas constantes entre 1950 a 1990, e que essa tendência continuará no futuro.

Keyfitz (1982, p. 743) também vê como *desvantagem* a estimação da mortalidade

através da projeção direta de taxas centrais de mortalidade por idade. Segundo ele:

"If one were to extrapolate the age-specific death rates, age by age using virtually any formula, one would obtain highly irregular rates within a very few cycles of projection. On a straight-line projection age by age, many ages would soon show negative death rates. One plainly ought to summarize the rates into some minimum parameter set."

Sobre esse aspecto, Lee e Carter, na réplica aos comentários publicada em anexo ao artigo citado, à página 675, argumentam:

"This certainly is a real concern. But because we are forecasting outside the historically observed range, historically observed patterns can be compared to our forecasts only in a very general sense. We agree that the pattern of forecasted rates for the teen years and early twenties looks somewhat implausible, as we have noted in the article. However, we see nothing implausible in our forecasted pace of increase in mortality from ages 50-70." (Lee e Carter, 1992)

**Bibliografia**

- ALHO, J. M. Stochastic methods in population forecasting. *International Journal of Forecasting*, Amsterdam, v. 6, p. 521-530, 1990.
- \_\_\_\_\_. The magnitude of error due to different vital processes in population forecast. *International Journal of Forecasting*, Amsterdam, v. 8, p. 301-314, 1992.
- \_\_\_\_\_, SPENCER, B. D. Uncertain population forecasting. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, v. 80, n. 390, p. 306-314, June 1985.
- \_\_\_\_\_. A population forecast as a database: implementing the Stochastic Propagation of Error. *Journal of Official Statistics*, Stockholm, v. 7, p. 295-310, 1991.
- BOX, G. E. P., JENKINGS, G. M. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden Day, 1972.
- BRASIL: estimaciones y proyecciones de poblacion 1950-2025. Rio de Janeiro: IBGE; Santiago do Chile: Centro Latinoamericano de Demografia, 1994. 85 p.
- CARTER, L. R., LEE, R. D. Joint forecasting of U.S. marital fertility, nuptiality, births and marriages, using time series models. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D.C., v. 81, n. 396, p. 902-911, Dec. 1986.
- COALE, A. J., HOOVER, E. M. *Population growth and economic development*. Princeton. Princeton University Press, 1958.
- ESTATÍSTICAS DO REGISTRO CIVIL 1974-1991. Rio de Janeiro: IBGE, v. 1-18, 1979-1995.
- FRIAS, L. A. M., RODRIGUES, P. *Brasil: tábuas-modelo de mortalidade e populações estáveis*. Rio de Janeiro: IBGE, 1981. 149 p. (Estudos e pesquisas, n. 10).
- GOOD, I. J. Some applications of the singular decomposition of a matrix. *Technometrics*, Washington, D.C., v. 11, p. 823-831, 1969.
- HALLI, S. S., RAO, K. V. *Advanced techniques of population analysis*. Nova York: Plenum Press, 1992.
- KEYFITZ, N. *Applied mathematical demography*. Nova York: John Wiley, 1977. 338 p.
- \_\_\_\_\_. Choice of function for mortality analysis: effective forecasting depends on a minimum parameter representation. *Theoretical Population Biology*, New York, v. 21, p. 729-752, 1982.
- LEE, R. D. Forecasting births in post-transitional population: stochastic renewal with serially correlated fertility. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D.C., v. 69, n. 347, p. 607-617, Sept. 1974.
- LEE, R. D., CARTER, L. R. Modeling and forecasting the time series of U.S. mortality. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D. C., v. 87, p. 659-671, 1992.
- \_\_\_\_\_, TULJAPURKAR, S. Stochastic population forecasts for the United States: beyond high, medium and low. *Journal of the American Statistical Association*, Washington, D. C., v. 89, p. 1175-2289, 1994.
- PAES, N. A. *Model life table representation for brazilian mortality*. Ph.D. Thesis (Doctorate) - London School of Hygiene and Tropical Medicine, University of London, 1993. 334 p.
- PESQUISA NACIONAL POR AMOSTRA DE DOMICÍLIOS 1974-1990. Rio de Janeiro: IBGE, 1974-1993.
- SABOIA, J. L. M. Modeling and forecasting population by time series: the swedish case. *Demography*, Washington, D. C., v. 11, n. 2, p. 483-492, May 1974.
- SHRYOCK, H. S, SIEGEL, J. S. et al. *The methods and materials of demography*. Nova York: Academic Press, 1976. 577 p. Condensed edition by E. G. Stockwell.

- TÁBUAS de mortalidade abreviadas. *Boletín Demográfico*, Santiago do Chile, v. 27, n. 53, 1994.
- \_\_\_\_\_, Santiago do Chile, v. 31, n. 61, 1997.
- TULJAPURKAR, S. *Population dynamics in variable environments: lecture notes in biomathematics*. Nova York: Spring-Verlag, 1990.
- WILKIN, J. C. Recent trends in the mortality of aged. *Society of Actuaries*, Chicago, Oct. 1981.
- WILMOTH, J. R., VALLIN, J., CASELLI, G. Quand certaines generations ont une mortalité différente de celle l'on pourrait attendre. *Population*, Paris, v. 44, p. 335-376, 1989.
- 

## Resumo

Neste trabalho aplica-se um método de projeção de mortalidade desenvolvido por Lee e Carter à mortalidade de cada um dos sexos no Brasil. Esse método combina um modelo demográfico com um de séries temporais da seguinte forma: primeiramente, uma matriz de logaritmos das taxas centrais de mortalidade dos diversos períodos passados é ajustada por um modelo demográfico, de onde podemos obter dois vetores de constantes, especificados por idade, e um vetor de nível, variante no tempo; em seguida os índices de nível de mortalidade são modelados como uma série temporal e projetados; a partir deles as taxas centrais de mortalidade são então obtidas, pela substituição no modelo demográfico original.

## Abstract

This paper applies Lee and Carter's method for forecasting mortality for both males and females in Brazil. The method combines a demographic model with a time series method. First, I adjust a matrix of logarithms of the age-specific mortality rates for previous periods through a demographic model. The results yields two constant age-specific vectors and one index level, time variant vector. Second, I model the mortality level indexes as a time series and make a projection and plug the mortality level indexes into the original demographic model. Finally, I obtain the central death rates.