Cláudia Júlia Guimarães Horta

À procura dos padrões de mortalidade no Brasil
(Volume I)

Belo Horizonte, MG
UFMG/CEDEPLAR
2005

Livros Grátis

http://www.livrosgratis.com.br

Milhares de livros grátis para download.

Cláudia Júlia Guimarães Horta

À procura dos padrões de mortalidade no Brasil
(Volume I)

Tese apresentada ao curso de doutorado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial à obtenção do Título de Doutor em Demografia.

Orientador: Profª. Drª. Diana Reiko Tutyia Oya Sawyer
Co-orientadores: Prof. José Alberto Magno de Carvalho
Profª. Drª. Moema Gonçalves Bueno Figoli

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2005

Às estrelas que sempre brilharão:
Dalva
Hamilton
Raul

... É preciso amar as pessoas
Como se não houvesse amanhã
Porque se você parar para pensar
Na verdade não há
...
(Dado Villa-Lobos/Renato Russo/Marcelo Bonfá, 1989)

AGRADECIMENTOS

Ao Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional (CEDEPLAR/UFMG), pela oportunidade de retornar à casa para dar continuidade aos meus estudos e minha formação em Demografia de maneira tão enriquecedora. Aos funcionários e professores, meu agradecimento sincero.

Aos Professores José Alberto M. de Carvalho e Diana Sawyer; ao Zé, a quem devo muito pela consolidação de minha formação, não apenas como mestre, mas também como ser humano sempre disponível, dedicado e prestativo (um puxão de orelha bem dado nunca dói); à Professora Diana Sawyer, minha orientadora, pelas firmes diretrizes estabelecidas e pelo acompanhamento atento e dedicado ao longo do trabalho (sem você, esta tese não existiria, obrigada).

Aos colegas de curso, pelo convívio enriquecedor. Em especial, a Gustavo Givisiez e Frederico Melo, que dispuseram de seu tempo para me ajudar em momentos de dificuldades no desenvolvimento desta tese.

A minha família, pelo amor incondicional e por sempre me incentivar em minha trajetória de formação profissional. Amo todos vocês.

Ao Sílvio, com quem divido diariamente minhas alegrias, minhas realizações e minhas angústias, e que a muito me fez mostrar que devemos sempre seguir em frente, vivendo intensamente a vida.

SUMÁRIO

VOLUME I

LISTA DE TABELAS viii
LISTA DE GRÁFICOS ix
LISTA DE QUADROS E FIGURAS x
LISTA DE ANEXOS x
RESUMO xv
ABSTRAT xvi

1 INTRODUÇÃO 1
1.1 Estrutura da tese 5

2 AJUSTE DOS DADOS DE POPULAÇÃO 8
2.1 Metodologia para análise das informações de população 9
2.1.1 Índice de Whipple 9
2.1.2 Índice de Myers 10
2.2 Avaliação da forma de declaração da idade 11
2.3 Avaliação das pirâmides etárias 14
2.4 Aplicação dos índices de avaliação da informação por idade, segundo o sexo 20

3 AJUSTE DOS DADOS DE POPULAÇÃO 26
3.1 Modelagem matemática – Lei de mortalidade 29
3.1.1 O método de Heligman e Pollard 30
3.1.2 Modelo polinomial 33
3.1.3 Média móvel 34

3.2 Aplicação da modelagem matemática às informações de mortalidade 35

3.2 Modelando as probabilidades de morrer entre as idades x e x+n 37
3.3.1 Modelo de oito parâmetros de Heligman e Pollard 40
3.3.2 Modelo polinomial 40
3.3.3 Média móvel 41

3.4 Estimativa da probabilidade de morte até 5 anos 46
3.4.1 Estimativas diretas 46
3.4.2 Estimativas indiretas 47
4.4.3 Resultados 48
5.2 Estimativa das probabilidades de morte até 1, 2, 3 e 4 anos 55
5.3 Estimativa final das probabilidades de morte por idade, segundo sexo 57

4 IDENTIFICAÇÃO DOS PADRÕES DE MORTALIDADE NO BRASIL 60
4.1 Método *grade of membership* (GoM) 60
4.1.1 Descrição do método GoM 61
4.1.2 Parametrização dos modelos de partição nebulosos 62
4.2 Aplicação do método GoM 64
4.3 Resultados da aplicação do método GoM 69
4.4 Identificação dos padrões de mortalidade 74
4.5 Conclusão 83

5 BIBLIOGRAFIA 88

VOLUME II

LISTA DE ANEXOS

ANEXO 1.....1
ANEXO 2.....15
ANEXO 3 22
ANEXO 4 62
ANEXO 5 102
ANEXO 6 178
ANEXO 7.....200
ANEXO 8 222
ANEXO 9 228
ANEXO 10.....241
ANEXO 11.....309
ANEXO 12.....315

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Brasil e Unidades da Federação: Forma de obtenção da informação sobre a declaração da idade (%) – 1970, 1980, 1991 e 2000 12

Tabela 2.2 – Brasil e Unidades da Federação: Índice de Whipple – 1970, 1980, 1991 e 2000 21

Tabela 2.3 – Brasil e Unidade da Federação: Índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 24

Tabela 2.4 – Brasil e Unidades da Federação: Dígitos de atração e de repulsão segundo o índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 25

Tabela 3.1 – Unidades da Federação: Ajustes matemáticos escolhidos 43

Tabela 3.2 – Capitais dos estados: Ajustes matemáticos escolhidos 44

Tabela 3.3 – Regiões Metropolitanas: Ajustes matemáticos escolhidos 45

Tabela 3.4 – Regiões Administrativas do Estado de São Paulo: Ajustes matemáticos escolhidos 45

Tabela 3.5 – Unidades da Federação: Estimativas de ${}_5q_0$ – 1980, 1991 e 1999 50

Tabela 3.6 – Capitais dos estados: Estimativas de ${}_5q_0$ – 1980, 1991 e 1999 51

Tabela 3.7 – Regiões Metropolitanas: Estimativas de ${}_5q_0$ – 1980, 1991 e 1999 51

Tabela 3.8 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Estimativas de ${}_5q_0$ – 1980, 1991 e 1999 52

Tabela 3.9 – Unidades da Federação: Estimativas de ${}_5q_0$, segundo o sexo – 1980, 1991 e 1999 53

Tabela 3.10 – Capitais dos estados: Estimativas de ${}_5q_0$, segundo o sexo – 1980, 1991 e 1999 54

Tabela 3.11 – Regiões Metropolitanas: Estimativas de ${}_5q_0$, segundo o sexo – 1980, 1991 e 1999 54

Tabela 3.12 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Estimativas de ${}_5q_0$, segundo o sexo – 1980, 1991 e 1999 55

Tabela 4.1 – Freqüências absoluta e relativa e estimativas de λ_{kjl}, segundo perfis extremos e categorias das variáveis 71

Tabela 4.2 – Distribuição dos subgrupos populacionais, segundo a predominância de perfis 73

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 – Rio Grande do Sul: Pirâmide etária por sexo e idade simples 14

Gráfico 2.2 – Sergipe: Pirâmide etária por sexo e idade simples 16

Gráfico 2.3 – Rio Grande do Sul: Distribuição etária hipotética, em 2000, das pessoas enumeradas nos Censos de 1970, 1980 e 1991, e distribuição etária observada em 2000 18

Gráfico 2.4 – Sergipe: Distribuição etária hipotética, em 2000, das pessoas enumeradas nos Censos de 1970, 1980 e 1991, e distribuição etária observada em 2000 19

Gráfico 3.1 – Roraima: Probabilidades de morte do sexo masculino observadas, entre as idades x e x+n, 1999 39

Gráfico 3.2 – Rio Grande do Sul: Probabilidades de morte do sexo masculino observadas, entre as idades x e x+n, 1999 39

Gráfico 3.3 – Mato Grosso do Sul: Estimativas da probabilidade de morte até os 5 anos de idade 49

Gráfico 3.4 – Mato Grosso do Sul: Estimativas da probabilidade de morte até os 5 anos de idade, após crítica 49

Gráfico 3.5 - Maranhão: Probabilidades de morte para o sexo feminino – ajuste para as primeiras idades, 1999 58

Gráfico 3.6 – Mato Grosso: Probabilidades de morte para o sexo masculino – ajuste para as primeiras idades, 1999 58

Gráfico 4.1 – Probabilidades de morte por idades simples, segundo o sexo 66

Gráfico 4.2 - Padrão A - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo 76

Gráfico 4.3 - Padrão B - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo 77

Gráfico 4.4 - Padrão C - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo 78

Gráfico 4.5 - Padrão D - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo 80

Gráfico 4.6 - Padrão E - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo 82

Gráfico 4.7 - Padrão F - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo 82

LISTA DE QUADROS E FIGURAS

Figura 1 – Austrália – Curva de q_x e os seus três componentes para a mortalidade masculina, 1970-72. 31

Quadro 4.1 – Definição dos três perfis extremos 72

Quadro 4.2 – Padrão A – grupos populacionais componentes 75

Quadro 4.3 – Padrão B – grupos populacionais componentes 77

Quadro 4.4 – Padrão C – grupos populacionais componentes 78

Quadro 4.5 – Padrão D – grupos populacionais componentes 79

Quadro 4.6 – Padrão E – grupos populacionais componentes 81

Quadro 4.7 – Padrão F – grupos populacionais componentes 83

LISTA DE ANEXOS

ANEXO 1

Quadro 1.1 – Regiões Metropolitanas e seus Municípios 2

Quadro 1.2 – Regiões Administrativas de São Paulo e seus Municípios 4

Quadro 1.3 – Unidades da Federação: Estruturas de mortalidade após crítica 12

Quadro 1.4 – Unidades da Federação: Estruturas de mortalidade após crítica 13

Quadro 1.5 – Unidades da Federação: Estruturas de mortalidade após crítica 13

Quadro 1.6 – Unidades da Federação: Estruturas de mortalidade após crítica 14

ANEXO 2

Tabela 2.1 – Capitais dos estados: Índice de Whipple – 1970, 1980, 1991 e 2000 16

Tabela 2.2 – Capitais dos estados: Índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 17

Tabela 2.3 – Capitais dos estados: Dígitos de atração e de repulsão segundo o índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 18

Tabela 2.4 – Regiões Metropolitanas: Índice de Whipple – 1970, 1980, 1991 e 2000 19

Tabela 2.5 – Regiões Metropolitanas: Índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 19

Tabela 2.6 – Regiões Metropolitanas: Dígitos de atração e de repulsão segundo o índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 20

Tabela 2.7 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Índice de Whipple – 1970, 1980, 1991 e 2000 20

Tabela 2.8 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 21

Tabela 2.9 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Dígitos de atração e de repulsão segundo o índice de Myers – 1970, 1980, 1991 e 2000 21

ANEXO 3

Gráfico 1 – Unidades da Federação: Pirâmide etária observada e suavizada – 1970, 1980, 1991 e 2000 23

Gráfico 2 – Capitais dos estados: Pirâmide etária observada e suavizada – 1970, 1980, 1991 e 2000 37

Gráfico 3 – Regiões Metropolitanas: Pirâmide etária observada e suavizada – 1970, 1980, 1991 e 2000 50

Gráfico 4 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Pirâmide etária observada e suavizada – 1970, 1980, 1991 e 2000 55

ANEXO 4

Gráfico 1 - Unidades da Federação: Probabilidades de morte observadas por idade simples, segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 63

Gráfico 2 – Capitais dos estados: Probabilidades de morte observadas por idade simples, segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 77

Gráfico 3 – Regiões Metropolitanas: Probabilidades de morte observadas por idade simples, segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 90

Gráfico 4 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Probabilidades de morte observadas por idade simples, segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 95

ANEXO 5

Gráfico 1 - Unidades da Federação: Probabilidades de morte observada e ajustada por idade simples, segundo sexo – 1980, 1991 e 2000 103

Gráfico 2 – Capitais dos estados: Probabilidades de morte observada e ajustada por idade simples, segundo sexo – 1980, 1991 e 2000 130

Gráfico 3 – Regiões Metropolitanas: Probabilidades de morte observada e ajustada por idade simples, segundo sexo – 1980, 1991 e 2000 155

Gráfico 4 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Probabilidades de morte observada e ajustada por idade simples, segundo sexo – 1980, 1991 e 2000 164

ANEXO 6

Gráfico 1 - Unidades da Federação: probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade ...179

Gráfico 2 – Capitais dos estados: probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade 186

Gráfico 3 – Regiões Metropolitanas: probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade ..193

Gráfico 4 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade 196

ANEXO 7

Gráfico 1 - Unidades da Federação: Ajuste das estimativas de probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade 201

Gráfico 2 – Capitais dos estados: Ajuste das estimativas de probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade 208

Gráfico 3 – Regiões Metropolitanas: Ajuste das estimativas de probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade 215

Gráfico 4 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Ajuste das estimativas de probabilidade de morte entre 0 e 5 anos de idade 218

ANEXO 8

Gráfico 1 – Esperança de vida ao nascer menor que 60 anos: cruzamento entre as funções de sobrevivência nas primeiras idades, por sexo 223

Gráfico 2 – Esperança de vida ao nascer de 60 a 65 anos: cruzamento entre as funções de sobrevivência nas primeiras idades, por sexo 224

Gráfico 3 – Esperança de vida ao nascer de 65 a 70 anos: cruzamento entre as funções de sobrevivência nas primeiras idades, por sexo 225

Gráfico 4 – Esperança de vida ao nascer de 70 a 75 anos: cruzamento entre as funções de sobrevivência nas primeiras idades, por sexo 226

Gráfico 5 – Esperança de vida ao nascer de 75 anos ou mais: cruzamento entre as funções de sobrevivência nas primeiras idades, por sexo 227

ANEXO 9

Tabela 1 – Unidades da Federação: Esperança de vida ao nascer – 1980, 1992 e 1999 ...229

Tabela 2 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo – 1980, 1991 e 2000 230

Tabela 3 - Unidades da Federação: Estimativas de l_1, l_2, l_3 l_4 e l_5 segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 231

Tabela 4 – Capitais dos estados: Estimativas de l_1, l_2, l_3 l_4 e l_5 segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 234

Tabela 5 – Regiões Metropolitanas: Estimativas de l_1, l_2, l_3 l_4 e l_5 segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 233

Tabela 6 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Estimativas de l_1, l_2, l_3 l_4 e l_5 segundo sexo - 1980, 1991 e 1999 236

Tabela 7 – Unidades da Federação: Estimativas de ${}_1q_0$ e ${}_5q_0$, segundo sexo – 1980, 1991 e 1999 237

Tabela 8 – Capitais dos estados: Estimativas de ${}_1q_0$ e ${}_5q_0$, segundo sexo – 1980, 1991 e 1999 238

Tabela 9 – Regiões Metropolitanas: Estimativas de ${}_1q_0$ e ${}_5q_0$, segundo sexo – 1980, 1991 e 1999 239

Tabela 10 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Estimativas de ${}_1q_0$ e ${}_5q_0$, segundo sexo – 1980, 1991 e 1999 240

ANEXO 10

Gráfico 1 – Unidades da Federação: Ajuste entre as curvas de probabilidades de morte nas primeiras idades e demais idades 242

Gráfico 2 – Capitais dos estados: Ajuste entre as curvas de probabilidades de morte nas primeiras idades e demais idades 261

Gráfico 3 – Regiões Metropolitanas: Ajuste entre as curvas de probabilidades de morte nas primeiras idades e demais idades 285

Gráfico 4 – Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Ajuste entre as curvas de probabilidades de morte nas primeiras idades e demais idades 295

ANEXO 11

Gráfico 1 – Perfil extremo 1 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 310

Gráfico 2 – Perfil extremo 2 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 310

Gráfico 3 – Perfil extremo 3 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 311

Gráfico 4 – Perfil misto 1 e 2 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 311

Gráfico 5 – Perfil misto 1 e 3 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 312

Gráfico 6 – Perfil misto 2 e 1 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 312

Gráfico 7 – Perfil misto 2 e 3 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 313

Gráfico 8 – Perfil misto 3 e 1 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 313

Gráfico 9 – Perfil misto 3 e 2 – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 314

Gráfico 10 – Perfil misto amorfo – Composição dos pesos da mortalidade em relação à média, segundo grupos de idade 314

ANEXO 12

Tabela 1 - Unidades da Federação: Esperança de vida observada e estimada pelo ajuste final, 1980, 1991 e 2000.....316

Tabela 2 – Capitais dos estados: Esperança de vida observada e estimada pelo ajuste final, 1980, 1991 e 2000.....318

Tabela 3 – Regiões metropolitanas: Esperança de vida observada e estimada pelo ajuste final, 1980, 1991 e 2000.....320

Tabela 4 – Regiões administrativas do estado de São Paulo: Esperança de vida observada e estimada pelo ajuste final, 1980, 1991 e 2000.....321

RESUMO

Os padrões de mortalidade conhecidos não têm dado conta de representar a experiência brasileira mais recente, deixando de responder às transformações na estrutura de mortalidade por idade, seja devido às mudanças na composição, segundo as causas de morte, seja pela diversidade regional do País. O objetivo geral desta tese consiste em identificar os padrões de mortalidade do Brasil, de modo a retratar a experiência recente da realidade de sua população, por idade e sexo, a partir da observação e estudo das informações regionais e históricas dos diferentes grupos populacionais do País.

Foram utilizadas as informações disponíveis no Ministério da Saúde sobre número de óbitos e dados de população dos Censos Demográficos do IBGE, sendo estabelecidos os anos de 1980, 1991 e 1999 para estudo. Ao longo do desenvolvimento do tema, foram empregados métodos de crítica e avaliação da qualidade dessas informações e procedimentos alternativos de estimação de probabilidades de morte mais acuradas. Foram utilizados ainda modelos matemáticos de ajuste para as curvas de distribuição de morte, a fim de representar, o mais fielmente possível, a realidade desse evento.

As regularidades observadas nas estruturas de mortalidade permitiram documentar a pertinência de padrões, ensejando descrever as taxas de mortalidade de diferentes idades em distintos grupos populacionais, ou padrões. O exame desses padrões indica, em alguns casos, características que poderiam ser atribuídas a espaços geográficos. Ou seja, estariam representando padrões regionais de mortalidade, uma vez que o conjunto de populações estabelecido adquire, também, representação em termos espaciais. Em outros casos, estariam referindo-se ao comportamento evolutivo dos níveis e estruturas da mortalidade no Brasil.

ABSTRAT

The known mortality patterns by age in Brazil do not account for Brazilian recent mortality experience as they do not show the changes in the age ratio, either due to changes in death causes or due to regional diversities. This thesis aims to identify Brazilian mortality patterns in order to picture the reality of its population, through age and sex, based on the observation of different populational groups of the country.

Most of the information and data number about death and population have been taken from sources available at Health Ministry (Ministério da Saúde) and IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). The years of 1980, 1991 and 1999 have been chosen for study. Throughtout the development of this project mathematical models have been used in order to smooth the original curve and methods of assessment and quality control as well as alternative procedures to estimate death probabilities have been employed..

The existing regularity in the mortality structures allows to record with some precision, the description of mortality ratio by age in different populational groups. The examination of these patterns indicates in some cases features that can be attributed to geographical factors, they would indicate regional mortality patterns, as the data set covers the different regionas of the country as the data set has representation in spacial terms. In other cases, they refer to the implicit pattern of mortality trend in Brazil.

1 INTRODUÇÃO

O interesse pelas questões populacionais remontam a épocas muito anteriores ao reconhecimento da Demografia como ciência. Historicamente, a dinâmica populacional de grupos suscitou questionamentos e preocupações que culminaram, muitas vezes, na geração de políticas populacionais. Daí, em decorrência da complexidade que isso representa, surgiu a Ciência da População, responsável por importantes refinamentos da análise populacional, principalmente, a partir da necessidade da descrição, formulação e entendimento das transformações ocorridas nos padrões de mortalidade e fecundidade, fundamentalmente no século XX.

No bojo da chamada "transição demográfica", a componente *mortalidade* se destaca pelo fato de ter sido a primeira a sofrer profundas alterações, em razão da queda continuada dos níveis de mortalidade da população e da mudança do perfil epidemiológico. Tais modificações se fazem presentes até os dias atuais, acarretando transformações sistemáticas no nível e na estrutura da mortalidade.

Como parte integrante da Demografia enquanto ciência, o conhecimento do verdadeiro padrão de mortalidade[1] de uma região é fundamental para a análise, compreensão e geração de vários indicadores demográficos, essencial, até, para a geração de insumos no desenho e na avaliação de políticas sociais.

Mais especificamente, alguns exemplos práticos da importância do conhecimento dos padrões de mortalidade seriam: para o cálculo do fator previdenciário, em que o conhecimento do nível e da estrutura da mortalidade é pré-requisito fundamental; como instrumento de formulação e avaliação de política de redução da mortalidade infantil e materna, na medida em que fornece seus níveis; para o estudo de demanda escolar - mensurada pelas probabilidades de escolaridade -, de mercado de trabalho, das projeções populacionais e das estimativas de indicadores demográficos calculados por meio de técnicas indiretas.

[1] Padrão, ou estrutura, de mortalidade corresponde à forma da distribuição de taxas de mortalidade específicas por idade, segundo sexo, em determinado período de tempo.

Os estudos, até agora desenvolvidos, com vistas a apontar os padrões de mortalidade do Brasil tiveram como fonte básica de informação estatísticas de morte referentes a período de tempo distante da realidade brasileira atualmente vivenciada. Em trabalho pioneiro e utilizado em inúmeros estudos, Frias e Rodrigues (IBGE, 1981) apresentaram o padrão de mortalidade no Brasil a partir da construção de tábuas-modelo de vida, empregando tábuas de mortalidade das diversas regiões brasileiras, distribuídas no período de 1920 a 1970, com particular concentração nos anos entre 1940 e 1970.

Mais recentemente, utilizando dados referentes a oito estados, suas capitais e o País como um todo, durante o período de 1959 a 1980, Paes (1993) gerou dois novos sistemas de tábuas de vida: o primeiro representaria o padrão da mortalidade do Brasil e dos estados, denominado "Modelo Adaptativo Brasileiro" (MAB); o segundo, o padrão para o estado de São Paulo (SP-2).[2]

Esses padrões, construídos com o propósito de melhor espelhar a realidade brasileira, têm, com o passar do tempo, deixado de responder às transformações na estrutura de mortalidade por idade, devido às mudanças em sua composição, segundo as causas de morte, as quais têm reflexo significativo na distribuição dos óbitos segundo a idade da população.

Até a década de setenta, presumia-se que seria possível considerar um padrão de mortalidade constante no país e nas regiões, havendo, apenas, diferenciações nos níveis, em conseqüência, basicamente, do diferencial de mortalidade na infância. Tudo leva a crer que o processo de crescimento e urbanização pelo qual vem passando a sociedade brasileira tem estabelecido mudanças contínuas na experiência de mortalidade de sua população, alterando os pesos relativos das causas de morte e, conseqüentemente, a sua distribuição, no que se refere aos grupos etários. As distintas regiões do Brasil estão em diferentes níveis de desenvolvimento e processos de mudança, os quais podem determinar padrões de mortalidade diferenciados. Nas últimas décadas, tem-se, claramente, uma diferenciação do padrão de mortalidade entre as regiões do País, comportamento atribuído, de um lado, ao aumento das mortes violentas em homens adultos, especialmente nas

[2] Apesar de representarem o padrão de mortalidade das regiões que serviram de base para sua construção, esses modelos têm suas limitações. A cobertura geográfica e temporal limitada e a predominância da experiência de mortalidade das áreas urbanas e das regiões Sul e Sudeste restringem a sua utilização para expressar o comportamento da mortalidade das outras regiões.

capitais das regiões Sudeste e Sul, e, de outro, ao ritmo desigual, entre as regiões, de redução histórica da mortalidade em diferentes grupos de idade.

A queda dos níveis de mortalidade no Brasil, inserida no bojo da transição demográfica, acelerou-se a partir dos anos 50, trazendo, subjacente a ela, mudanças importantes na estrutura de causas de morte. Por exemplo, maiores proporções de mortes causadas por doenças infecciosas e parasitárias estão associadas a altas taxas de mortalidade, predominantemente concentradas nas primeiras idades. César e Rodrigues (1994) descrevem que:

> em situações onde a mortalidade durante a infância ainda é alta, mas a mortalidade adulta é relativamente baixa, há predominância de um padrão diverso, ou dual, de estrutura de mortalidade por causas: as doenças de caráter crônico-degenerativas predominam nas idades adultas, enquanto que entre as crianças persiste uma elevada proporção de mortes causadas por doenças infecciosas. No decorrer da transição, o conjunto de causas de morte por violência e acidentes (causas externas) passa a se destacar praticamente em todas as faixas etárias, com exceção dos menores de 1 ano. Baixas taxas de mortalidade estão associadas a ínfimas proporções de mortes causadas por doenças infecto-contagiosas e predominância de doenças crônico-degenerativas (p. 33).

As doenças do aparelho circulatório ainda se destacam dentre os principais grupos de causas de morte no Brasil. Os sintomas e as afecções maldefinidas são a segunda causa mais freqüente, seguidas das neoplasias, das causas externas e das doenças do aparelho respiratório. Entretanto, direcionando o foco para as grandes regiões do País, depara-se com perfis distintos. Na região Sul, por exemplo, observa-se a maior participação do grupo de neoplasias – 18% -, tanto em 1980 como em 2000, seguida da Sudeste, com 14%. Já nas regiões Norte e Nordeste sua representatividade é bem menor. As informações para o ano de 2001 apontam que as doenças do aparelho circulatório representavam 27% dos óbitos no Brasil, sendo que a região Norte apresentava a menor participação, com 18%, enquanto que na Sul esse percentual era de 32% (BRASIL, 2004).

No caso brasileiro, a mortalidade por causas externas já se destaca em muitas faixas etárias, devido, principalmente, ao crescente índice de violência no País e aos acidentes. Tal fato assume dimensões preocupantes, pelo fato de que essas mortes estão concentradas, basicamente, na população jovem, ou seja, em indivíduos em idade ativa e reprodutiva. É importante notar que esse não é um fenômeno nem recente, nem isolado, apesar de ter se

acelerado nos últimos tempos nos grandes centros urbanos do país. Já nos anos 80, Minayo (1994) registra um aumento na proporção de mortalidade por causas externas nas regiões metropolitanas, com destaque para Recife, Salvador e São Paulo. Autores como Minayo e Souza (1993) e Camargo (2002) mostram que as causas por mortes violentas são expressivas não apenas nos municípios-sede das regiões metropolitanas, mas, também, nos municípios das periferias metropolitanas. A incidência e a letalidade das causas violentas extrapolam o eixo Rio-São Paulo, passando ter peso, também, em nível nacional.

A experiência tem mostrado que no Brasil, dadas as diferentes composições regionais que se verificaram na estrutura de mortalidade, os padrões existentes não mais têm dado conta de representá-la de forma adequada, havendo, portanto, a necessidade de constante atualização, de forma a melhor espelhar as distintas realidades brasileiras quanto aos padrões de mortalidade.

O objeto geral desta tese consiste em identificar os padrões atuais de mortalidade no Brasil, de modo a retratar a experiência recente da realidade de sua população, por idade e sexo, a partir da observação e estudo das informações regionais e históricas dos diferentes grupos populacionais do País.

Além do objetivo geral, a presente tese tem, ainda, como objetivos específicos: avaliar os dados de idade da população dos diferentes grupos populacionais para os anos de 1980, 1991 e 2000; avaliar e elaborar os métodos de ajuste das curvas de mortalidade; e identificar os subgrupos populacionais com perfis comuns de mortalidade.

Foram tomados, inicialmente, os seguintes grupos populacionais: as 27 Unidades da Federação (UF), 26 capitais dos estados, nove regiões metropolitanas (RM) e as 15 regiões administrativas (RA) do estado de São Paulo[3]. A listagem das regiões metropolitanas consideradas e das regiões administrativas de São Paulo, assim como os municípios que as compõem, encontram-se no Anexo **1**, Quadros 1.1 e 1.2, volume II.

[3] As regiões administrativas do estado de São Paulo foram consideradas em função de: 1º) são sabidamente informações com cobertura completa e consistentes; e, 2º) poderiam apresentar distintas estruturas de mortalidade quando analisadas separadamente, uma vez que nelas concentram-se diferentes características sócio-econômicas e, portanto, diferentes níveis de mortalidade.

A primeira etapa dos trabalhos foi de criticar os dados censitários, referentes à distribuição da população, por ser esse o denominador das taxas específicas de mortalidade a serem tomadas como ponto de partida para observação dos possíveis padrões. Uma vez criticadas e corrigidas essas informações, de forma a suavizá-las, foram calculadas as estimativas de probabilidades de morte para cada um dos grupos populacionais selecionados, estabelecendo um conjunto de 228 estruturas de mortalidade para cada sexo separadamente.

Além de todas as estruturas de mortalidade passaram por procedimentos de ajuste, através de métodos de modelagem matemática, buscando obter estruturas mais suaves e consistentes, foram incorporadas estimativas independentes de probabilidade de morte para as primeiras idades. Em seguida, esses resultados foram analisados criticamente, internamente a cada grupo populacional, quanto ao nível e evolução temporal, o que resultou na eliminação de algumas dessas estruturas, culminando num conjunto final de 171 estruturas de mortalidade. O conjunto final dessas estruturas encontra-se no Anexo **1**, Quadros 1.3 a 1.6, volume II Esses grupos populacionais foram, a partir desse ponto, objeto de análise na busca de identificação de um padrão, ou padrões, de mortalidade no Brasil.

A análise a partir de uma "norma esperada" de mortalidade dessas estruturas, através de procedimentos estatísticos, apontou para a existência de desvios consistentes de forma a propiciar a identificação de padrões de comportamentos comuns. Estudo crítico realizado sobre os resultados obtidos possibilitou a determinação de cinco "padrões" de mortalidade bem definidos, além de um sexto grupo, classificado de "restantes". A distribuição interna de cada um dos padrões assim construídos permitiu estabelecer características quanto à sua estrutura de mortalidade, alocação espacial e temporal.

O detalhamento das etapas empreendidas no desenvolvidos da tese encontra-se, a seguir, sinteticamente descrito na apresentação da sua estrutura.

1.1 Estrutura da tese

Em termos gerais, e como opção para maior fluidez de apresentação dessa tese, cada capítulo trará o detalhamento metodológico específico nele empregado. No que se refere

aos seus capítulos, além do presente capítulo onde apresentam-se os antecedentes e as justificativas vislumbradas na concepção do trabalho, contextualizam-se as possibilidades de identificação de padrões de mortalidade, de acordo com as várias limitações impostas, principalmente pela constante alteração nesses padrões e busca-se estabelecer a importância de se gerar padrões de mortalidade que reflitam a experiência das diferentes regiões brasileiras; a tese compreenderá os seguintes capítulos:

O Capítulo 2 apresenta os procedimentos de ajuste dos dados populacionais e os resultados da aplicação dos métodos de avaliação das informações, no que se refere ao quesito *idade*, aos censos demográficos. A fonte básica serão os levantamentos censitários realizados pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), com periodicidade decenal. As informações provenientes dos censos ainda hoje apresentam algumas peculiaridades que não permitem sua utilização sem uma prévia avaliação crítica e de consistência. A utilização das informações censitárias de população se justifica pelo fato de estar-se buscando estimativas de probabilidades de morte, que serão dadas pelas relações entre número de óbitos e população por idade simples, segundo sexo.

O Capítulo 3 traz, além da descrição metodológica de ajuste dos dados de mortalidade, os resultados obtidos com a aplicação da metodologia de modelagem matemática das informações de mortalidade, desde o cálculo das estimativas de probabilidade de morte até a modelagem dessas curvas. As informações necessárias são, basicamente, os registros de óbitos do Sistema de Informações Sobre Mortalidade (SIM), anualmente disponibilizado pelo Ministério da Saúde. Apresenta ainda, a construção e análise das estruturas de mortalidade, com a incorporação de novas estimativas de mortalidade para as primeiras idades. Ao final deste, ter-se-á estabelecida a base que será utilizada para a identificação dos padrões de mortalidade.

O Capítulo 4 aponta para a real existência de padrões de mortalidade, por meio de análise cuidadosa das estruturas de mortalidade dos grupos populacionais elegidos. Uma das suposições básicas desta tese e que será sintetizada na conclusão, é que, dados os distintos níveis de urbanização e desenvolvimento observados no Brasil, espera-se que essas estruturas apontem para diferentes experiências em matéria de mortalidade. Portanto, caberá distingui-las em diferentes subconjuntos de padrões de mortalidade.

E, ao final, além da bibliografia, há uma série de anexos, apresentados no volume II desta tese, constando de tabelas e gráficos que auxiliaram nas análises desenvolvidas e nos resultados alcançados.

2 AJUSTE DOS DADOS DE POPULAÇÃO

Com relação aos dados censitários, a despeito dos esforços do IBGE para seu constante aperfeiçoamento, persistem problemas relacionados à exatidão das informações. Esses são mais ou menos significativos, dependendo de fatores que vão desde os obstáculos para a obtenção das informações, até a consecução de informações fidedignas e seu registro correto.

Mesmo diante dos problemas de omissão nos censos demográficos, apenas os erros de declaração de idade serão objeto de avaliação e correção nesta tese, uma vez que se está interessado em identificar padrões de mortalidade. Os erros de declaração de idade, seguramente, afetam distintamente as diversas idades, diferentemente do caso dos erros causados por sub-enumeração censitária. Quanto a estes, pode-se supor a não existência de diferenciais, em termos relativos, segundo as idades.

A informação sobre a idade dos indivíduos é um dos quesitos censitários mais propensos a erros, e é justamente a informação que, particularmente, pode interferir nos objetivos desta tese. Existem duas maneiras de obter dessa informação: por meio da declaração da data de nascimento e pela informação da idade presumida. Desde o Censo de 1940, ambas são adotadas concomitantemente, sendo solicitada a data de nascimento, quando conhecida, e a idade presumida, quando não. Solicitando-se a declaração da data de nascimento, tem-se a vantagem de "obrigar" o informante a fazer um esforço de memória ou uma investigação para determinar essa data. De outro lado, na impossibilidade de tal informação, obtém-se a idade presumida, ou aproximada, dessas pessoas.

Nas declarações da data de nascimento, podem ser encontrados erros sistemáticos, devidos, principalmente, à imprecisão das lembranças ou das informações dos informantes. Com certa freqüência, os indivíduos, tenderiam a declarar uma idade presumida que seja um múltiplo de 10, dada a preferência pelos dígitos 0 e 5. Por outro lado, entre aqueles que declaram a data de nascimento, mas, que de fato, não sabem o ano exato em que este se deu, haveria, pela mesma razão, a tendência a declarar uma idade terminada em 0 ou, secundariamente, 5. Como os censos brasileiros aqui utilizados foram todos em anos terminados em 0, com exceção do de 1991, as duas hipóteses levariam a uma concentração nas idades terminadas em 0 e, secundariamente, 5.

A crítica dos dados censitários, referentes à distribuição etária da população, dar-se-á em três etapas. Na primeira, os dados serão avaliados mediante a análise da forma de obtenção da informação de declaração da idade dos indivíduos. Na segunda, através de procedimentos simples, serão avaliados os dados por idade simples, segundo sexo, utilizando-se sua representação gráfica (pirâmide etária), o que, por si só, poderá suscitar questionamentos e apontar possíveis erros. Na terceira, serão calculados índices que permitem avaliar a consistência dessas informações: o índice de Whipple e o índice de Myers. Essa avaliação crítica dará uma idéia de como os censos se apresentam em relação à confiabilidade de suas tabulações, por idade, segundo o sexo.

Serão avaliados os dados das 27 Unidades da Federação (UF), das capitais estaduais, de nove regiões metropolitanas (RM) e das 15 regiões administrativas (RA) do estado de São Paulo, correspondentes aos Censos de 1970, 1980, 1991 e 2000.[4]

2.1 Metodologia para análise das informações de população

Para a avaliação das informações de população, por idade, segundo sexo, serão empregados, além da construção de pirâmides etárias, dois índices que têm como objetivo mensurar possíveis vieses na declaração da idade. Os procedimentos de cálculos desses índices são descritos a seguir.

2.1.1 Índice de Whipple

O índice de Whipple, descrito em Marten (1921), tem como objetivo mensurar a concentração das declarações nas idades terminadas nos dígitos 0 (zero) e 5 (cinco), sendo obtido pela seguinte expressão:

$$IW = \frac{5*[P(25)+P(30)+P(35)+...+P(55)+P(60)]}{\sum_{x=23}^{62} P(x)} * 100\,,$$

[4] Alguns ajustes foram necessários, de forma a construir séries populacionais comparáveis para os estados de Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Rio de Janeiro e Distrito Federal em 1970. De posse dos municípios pertencentes a cada uma das Unidades da Federação, procedeu-se a sua divisão para o ano em questão. No caso do estado de Tocantins, trabalhou-se apenas com os anos de 1991 e 2000.

em que P(x) é a população de idade simples x anos.

A escolha de 23 e 62 anos como limites de idade das bandas consideradas é arbitrário, mas tem sido muito satisfatória para propósitos práticos.

O valor resultante irá variar entre 100 e 500, sendo que assumirá o valor 100 na melhor situação, quando se pode inferir que não existe concentração nas idades terminadas em 0 e 5, e o valor 500 na pior situação, quando todas as idades declaradas terminarem em 0 e/ou 5.

Os resultados obtidos para o índice de Whipple classificam os dados censitários em cinco grupos, segundo o nível de qualidade:

- Menos de 105 – dados muitos precisos;
- De 105 a 109,9 – relativamente precisos;
- De 110 a 124,9 – relativamente aproximados;
- De 125 a 174,9 – dados brutos; e
- 175 e mais – dados muito brutos.

2.1.2 Índice de Myers

O índice de Myers (1940) mensura a atração e repulsão que cada um dos dígitos exerce na declaração de idade dos indivíduos. Esse índice é calculado a partir de uma soma combinada, em que se espera que a população nas idades simples terminadas em cada dígito corresponda a 10% da população total; ou seja, que não exista preferência por nenhum dos dígitos. A soma dos módulos das diferenças entre a percentagem da população em cada dígito e o valor 10% é denominada *índice de Myers*.

Quanto à preferência por dígitos, o índice de Myers varia entre 0 e 180. Se o valor calculado for 0, as declarações de idades serão consideradas precisas; se for 180, todas as idades declaradas terminam com o mesmo dígito, e, portanto, os dados poderão ser considerados de péssima qualidade.

Os resultados obtidos para o índice de Myers classificam os dados censitários em três grupos, segundo o nível de qualidade:

- Menor que 5 – precisos;
- De 5 a 10 – pouco precisos. e
- Maiores que 10 – imprecisos.

2.2 Avaliação da forma de declaração da idade

Inicialmente, optou-se por avaliar a qualidade das informações sobre a idade, através das proporções observadas na forma de obtenção da idade: a data de nascimento e a idade presumida (daqueles indivíduos que não sabiam informar a data de nascimento).

A TAB. 2.1 apresenta os percentuais, segundo a forma de obtenção da informação sobre a idade, nas 27 Unidades da Federação, referentes aos levantamentos censitários de 1970, 1980, 1991 e 2000, por sexo. Ao longo desse período, o percentual de pessoas que declararam a idade a partir da data de nascimento aumentou consideravelmente, sendo que em alguns estados praticamente dobrou entre 1970 e 2000. Nesse último ano, em todas as UF mais de 90% das pessoas tiveram declaradas suas datas de nascimento, sendo maior os percentuais nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. A idade assim declarada assegura uma melhor qualidade da informação, tornando-a análise mais confiável.

Tabela 2.1
Brasil e Unidades da Federação: Forma de obtenção da informação sobre a declaração da idade (%)
1970, 1980, 1991 e 2000

(continua)

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	FORMA DE DECLARAÇÃO DA IDADE							
	Data de nascimento				Idade presumida			
	1970	1980	1991	2000	1970	1980	1991	2000
Brasil								
Total	64,92	94,52	92,70	97,30	35,08	5,48	7,30	2,70
Homens	64,59	94,34	92,25	97,05	35,41	5,66	7,75	2,95
Mulheres	65,26	94,71	93,15	97,54	34,74	5,29	6,85	2,46
Rondônia								
Total	75,81	92,78	93,14	97,06	24,19	7,22	6,86	2,94
Homens	75,83	92,32	92,65	96,70	24,17	7,68	7,35	3,30
Mulheres	75,80	93,30	93,65	97,43	24,20	6,70	6,35	2,57
Acre								
Total	75,68	92,93	91,38	96,08	24,32	7,07	8,62	3,92
Homens	75,23	92,50	90,90	95,71	24,77	7,50	9,10	4,29
Mulheres	76,17	93,39	91,88	96,46	23,83	6,61	8,12	3,54
Amazonas								
Total	62,36	94,85	85,64	95,97	37,64	5,15	14,36	4,03
Homens	61,84	94,64	84,96	95,67	38,16	5,36	15,04	4,33
Mulheres	62,89	95,06	86,33	96,28	37,11	4,94	13,67	3,72
Roraima								
Total	47,34	88,49	80,53	96,99	52,66	11,51	19,47	3,01
Homens	47,11	87,98	79,88	96,73	52,89	12,02	20,12	3,27
Mulheres	47,60	89,04	81,34	97,26	52,40	10,96	18,66	2,74
Pará								
Total	63,31	94,57	91,71	96,65	36,69	5,43	8,29	3,35
Homens	62,60	94,34	91,06	96,26	37,40	5,66	8,94	3,74
Mulheres	64,03	94,81	92,39	97,05	35,97	5,19	7,61	2,95
Amapá								
Total	74,73	96,08	94,28	94,36	25,27	3,92	5,72	5,64
Homens	74,19	95,97	93,87	93,86	25,81	4,03	6,13	6,14
Mulheres	75,28	96,18	94,68	94,87	24,72	3,82	5,32	5,13
Tocantins (1)								
Total	-	93,97	95,67	96,71	-	6,03	4,33	3,29
Homens	-	93,70	95,30	96,36	-	6,30	4,70	3,64
Mulheres	-	94,25	96,06	97,08	-	5,75	3,94	2,92
Maranhão								
Total	53,50	90,48	89,09	96,71	46,50	9,52	10,91	3,29
Homens	53,22	90,26	88,41	96,40	46,78	9,74	11,59	3,60
Mulheres	53,77	90,70	89,75	97,03	46,23	9,30	10,25	2,97
Piauí								
Total	63,14	95,07	95,05	98,23	36,86	4,93	4,95	1,77
Homens	62,94	95,07	94,76	98,06	37,06	4,93	5,24	1,94
Mulheres	63,33	95,07	95,33	98,39	36,67	4,93	4,67	1,61
Ceará								
Total	61,73	95,79	97,71	97,35	38,27	4,21	2,29	2,65
Homens	61,26	95,68	97,57	97,11	38,74	4,32	2,43	2,89
Mulheres	62,18	95,90	97,84	97,58	37,82	4,10	2,16	2,42
Rio Grande do Norte								
Total	64,13	95,56	94,07	97,25	35,87	4,44	5,93	2,75
Homens	63,30	95,42	93,47	96,95	36,70	4,58	6,53	3,05
Mulheres	64,92	95,70	94,64	97,53	35,08	4,30	5,36	2,47
Paraíba								
Total	46,49	91,96	90,92	97,88	53,51	8,04	9,08	2,12
Homens	46,25	91,82	90,38	97,69	53,75	8,18	9,62	2,31
Mulheres	46,71	92,09	91,43	98,07	53,29	7,91	8,57	1,93
Pernambuco								
Total	48,28	92,06	89,86	95,36	51,72	7,94	10,14	4,64
Homens	48,07	91,99	89,21	94,89	51,93	8,01	10,79	5,11
Mulheres	48,48	92,13	90,47	95,80	51,52	7,87	9,53	4,20

Tabela 2.1

Brasil e Unidades da Federação: Forma de obtenção da informação sobre a declaração da idade (%)
1970, 1980, 1991 e 2000

(conclusão)

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	FORMA DE DECLARAÇÃO DA IDADE							
	Data de nascimento				Idade presumida			
	1970	1980	1991	2000	1970	1980	1991	2000
Alagoas								
Total	33,44	86,52	79,98	92,09	66,56	13,48	20,02	7,91
Homens	33,26	86,37	79,09	91,39	66,74	13,63	20,91	8,61
Mulheres	33,62	86,67	80,83	92,76	66,38	13,33	19,17	7,24
Sergipe								
Total	34,72	93,98	93,49	96,50	65,28	6,02	6,51	3,50
Homens	34,65	93,97	93,04	96,12	65,35	6,03	6,96	3,88
Mulheres	34,79	93,99	93,92	96,86	65,21	6,01	6,08	3,14
Bahia								
Total	47,16	89,93	88,25	95,49	52,84	10,07	11,75	4,51
Homens	47,12	89,76	87,59	95,06	52,88	10,24	12,41	4,94
Mulheres	47,20	90,10	88,90	95,91	52,80	9,90	11,10	4,09
Minas Gerais								
Total	62,90	94,12	95,22	97,63	37,10	5,88	4,78	2,37
Homens	62,60	94,00	94,96	97,41	37,40	6,00	5,04	2,59
Mulheres	63,19	94,23	95,48	97,85	36,81	5,77	4,52	2,15
Espírito Santo								
Total	69,47	93,96	93,05	97,95	30,53	6,04	6,95	2,05
Homens	68,94	93,62	92,60	97,78	31,06	6,38	7,40	2,22
Mulheres	70,02	94,31	93,49	98,11	29,98	5,69	6,51	1,89
Rio de Janeiro								
Total	72,52	97,05	93,72	96,73	27,48	2,95	6,28	3,27
Homens	71,81	96,85	93,20	96,42	28,19	3,15	6,80	3,58
Mulheres	73,23	97,23	94,20	97,02	26,77	2,77	5,80	2,98
São Paulo								
Total	73,18	94,98	92,22	97,84	26,82	5,02	7,78	2,16
Homens	72,47	94,64	91,74	97,66	27,53	5,36	8,26	2,34
Mulheres	73,89	95,31	92,69	98,01	26,11	4,69	7,31	1,99
Paraná								
Total	71,21	96,69	93,71	98,26	28,79	3,31	6,29	1,74
Homens	70,92	96,61	93,42	98,14	29,08	3,39	6,58	1,86
Mulheres	71,53	96,77	94,01	98,39	28,47	3,23	5,99	1,61
Santa Catarina								
Total	84,51	97,43	95,23	99,10	15,49	2,57	4,77	0,90
Homens	84,44	97,37	95,01	99,05	15,56	2,63	4,99	0,95
Mulheres	84,59	97,49	95,46	99,15	15,41	2,51	4,54	0,85
Rio Grande do Sul								
Total	88,94	97,40	96,65	99,13	11,06	2,60	3,35	0,87
Homens	88,78	97,31	96,48	99,07	11,22	2,69	3,52	0,93
Mulheres	89,10	97,50	96,82	99,18	10,90	2,50	3,18	0,82
Mato Grosso do Sul (2)								
Total	-	96,64	97,30	99,08	-	3,36	2,70	0,92
Homens	-	96,30	96,99	98,97	-	3,70	3,01	1,03
Mulheres	-	97,00	97,62	99,18	-	3,00	2,38	0,82
Mato Grosso (3)								
Total	66,41	93,37	89,58	95,93	33,59	6,63	10,42	4,07
Homens	65,80	93,07	88,88	95,46	34,20	6,63	11,12	4,54
Mulheres	67,09	93,69	90,35	96,43	32,91	6,31	9,65	3,57
Goiás (4)								
Total	64,36	94,80	92,77	98,20	35,64	5,20	7,23	1,80
Homens	63,65	94,47	92,21	98,01	36,35	5,53	7,79	1,99
Mulheres	65,10	95,14	93,33	98,38	34,90	4,86	6,67	1,62
Distrito Federal								
Total	69,75	97,97	98,25	98,26	30,25	2,03	1,75	1,74
Homens	68,56	97,75	98,12	98,09	31,44	2,25	1,88	1,91
Mulheres	70,94	98,17	98,37	98,41	29,06	1,83	1,63	1,59

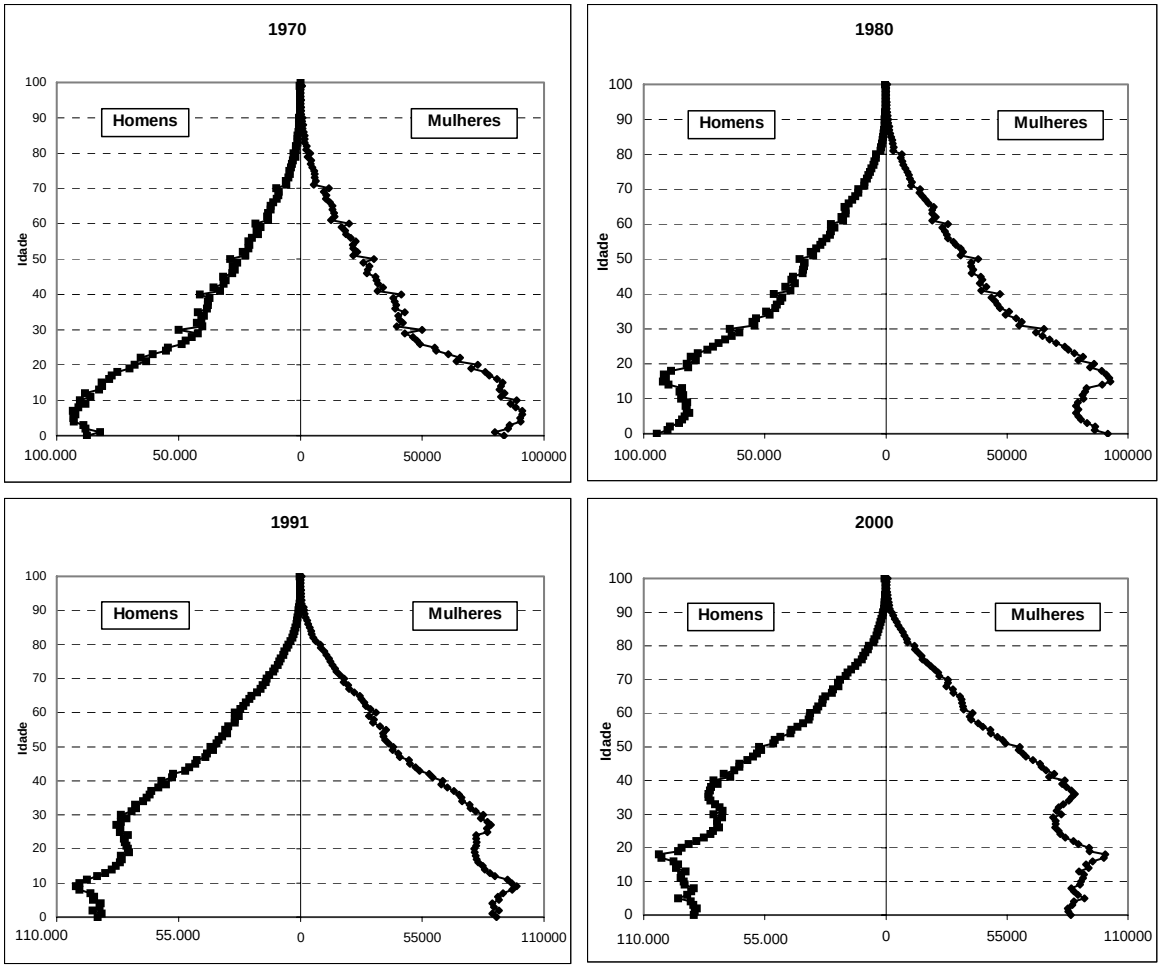
Fonte: IBGE, Censo Demográfico de 1970; IBGE, 1995; Censo 1991 - Situação Demográfica, Social e Econômica: primeiras considerações; IBGE, 2000 - Censo Demográfico de 2000 (CD-rom)

Notas: (1) Incluído em Goiás, em 1970. (2) Incluído em Mato Grosso, em 1970. (3) Inclui Mato Grosso do Sul, em 1970. (4) Inclui Tocantins, em 1970.

2.3 Avaliação das pirâmides etárias

Uma maneira de analisar e avaliar a estrutura etária das populações seria pela observação gráfica das distribuições por idade, segundo o sexo, das populações aqui consideradas. A pirâmide etária, nesse caso, seria o instrumento ideal para tal avaliação. A título de exemplo, são apresentadas as pirâmides, por idade simples, dos estados de Rio Grande do Sul e Sergipe, escolhidas por representarem padrão de transição da fecundidade similar, mas com início em diferentes períodos (GRAF. 2.1 e GRAF. 2.2). Deve-se apontar, entretanto, que as observações aqui levantadas podem ser estendidas para os demais grupos populacionais considerados nesta tese.

Gráfico 2.1
Rio Grande do Sul - Pirâmide etária por sexo e idade simples



Fonte: dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000

A presença de alguns erros sistemáticos de declaração nos dados censitários, no que diz respeito à idade declarada pelos indivíduos, pode ser apontada pelo simples exame dos

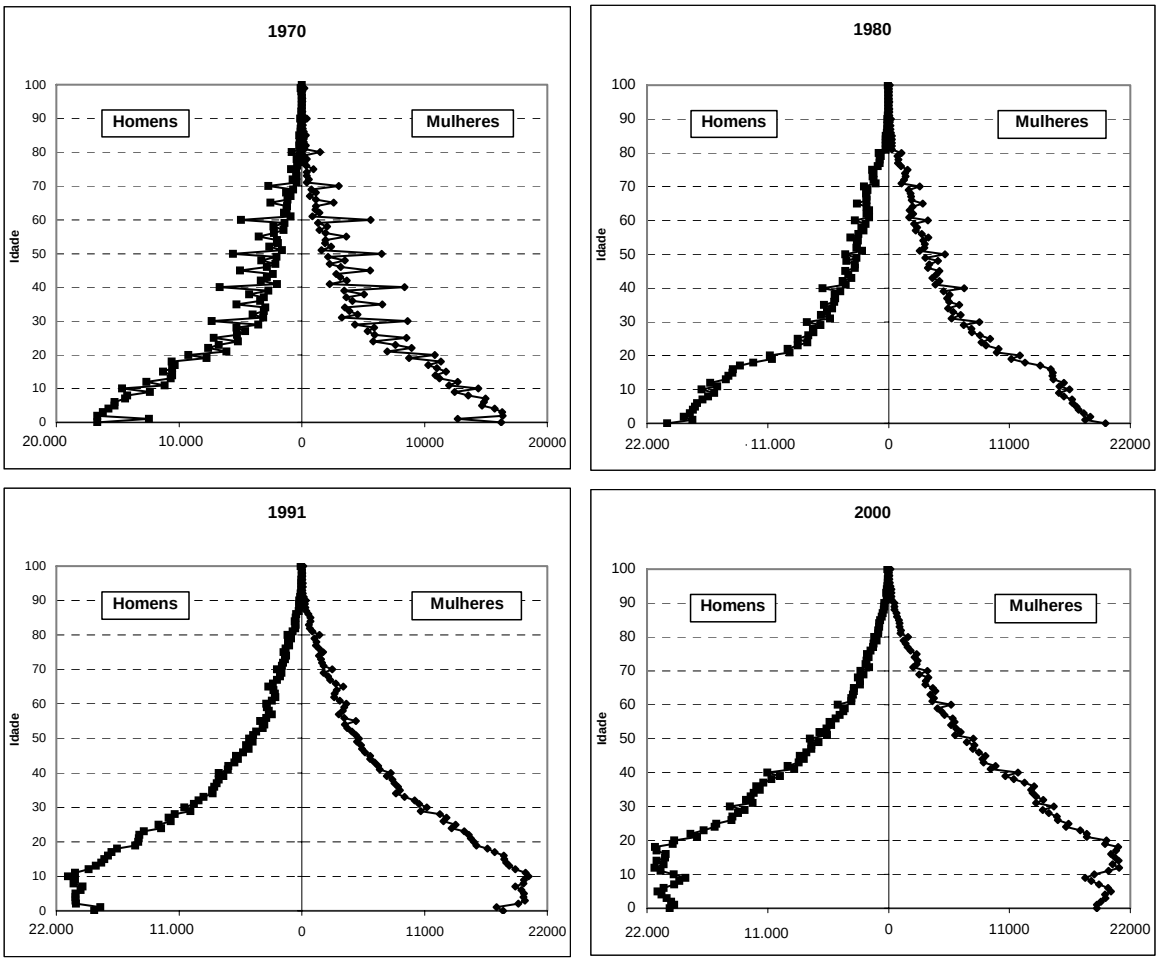
dados através de sua representação gráfica. Historicamente, no Brasil, a estrutura por idade sempre se assemelhou a uma pirâmide, com o número de pessoas em cada grupo etário menor do que daqueles nos grupos mais jovens. Mais recentemente, desde os anos 70, com a rápida queda da fecundidade no País, passou-se a constatar em determinadas idades jovens número de indivíduos menor do que nas idades imediatamente superiores, o que tem levado, tanto no País quanto nas UF, a um estreitamento da base da pirâmide, mesmo quando apresentada em valores absolutos, como nos casos em pauta.

À primeira vista, ao se examinar os GRAF.s 2.1 e 2.2, constata-se que um número exagerado de pessoas aparece nas idades múltiplas de 5 e 10. No entanto, ao se analisar a evolução das pirâmides, tanto do Rio Grande do Sul, quanto de Sergipe, percebe-se que esse viés tende a diminuir, o que, pelo menos em parte, pode ser explicado pela crescente proporção de pessoas cuja idade passa a ser derivada da data de nascimento, ao invés de ser presumida.

Nos primeiros grupos etários, são verossímeis os números mais elevados observados no sexo masculino, uma vez que é conhecida a predominância de nascimentos de crianças do sexo masculino sobre o feminino, tendendo essa superioridade a se atenuar na infância e na adolescência, em virtude da menor mortalidade feminina. Inversamente, pode-se observar progressiva superioridade do número de mulheres a partir dos 30 ou 35 anos, em função do efeito acumulado da menor mortalidade feminina desde o nascimento.

Pode-se observar que a partir de 1980 a estrutura etária apresenta configuração distinta daquela observada no censo anterior. Nas laterais da pirâmide populacional de grande parte dos estados brasileiros, das capitais, das regiões metropolitanas consideradas e das regiões administrativas de São Paulo, muda o sentido da concavidade duas vezes, ao invés de apenas uma (1970), sendo mais pronunciada para as áreas mais economicamente desenvolvidas. Essa mudança deve-se ao rápido declínio da fecundidade durante a década de 70, o qual se manteve nas décadas seguintes.

Gráfico 2.2
Sergipe - Pirâmide etária por sexo e idade simples



Fonte: dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000

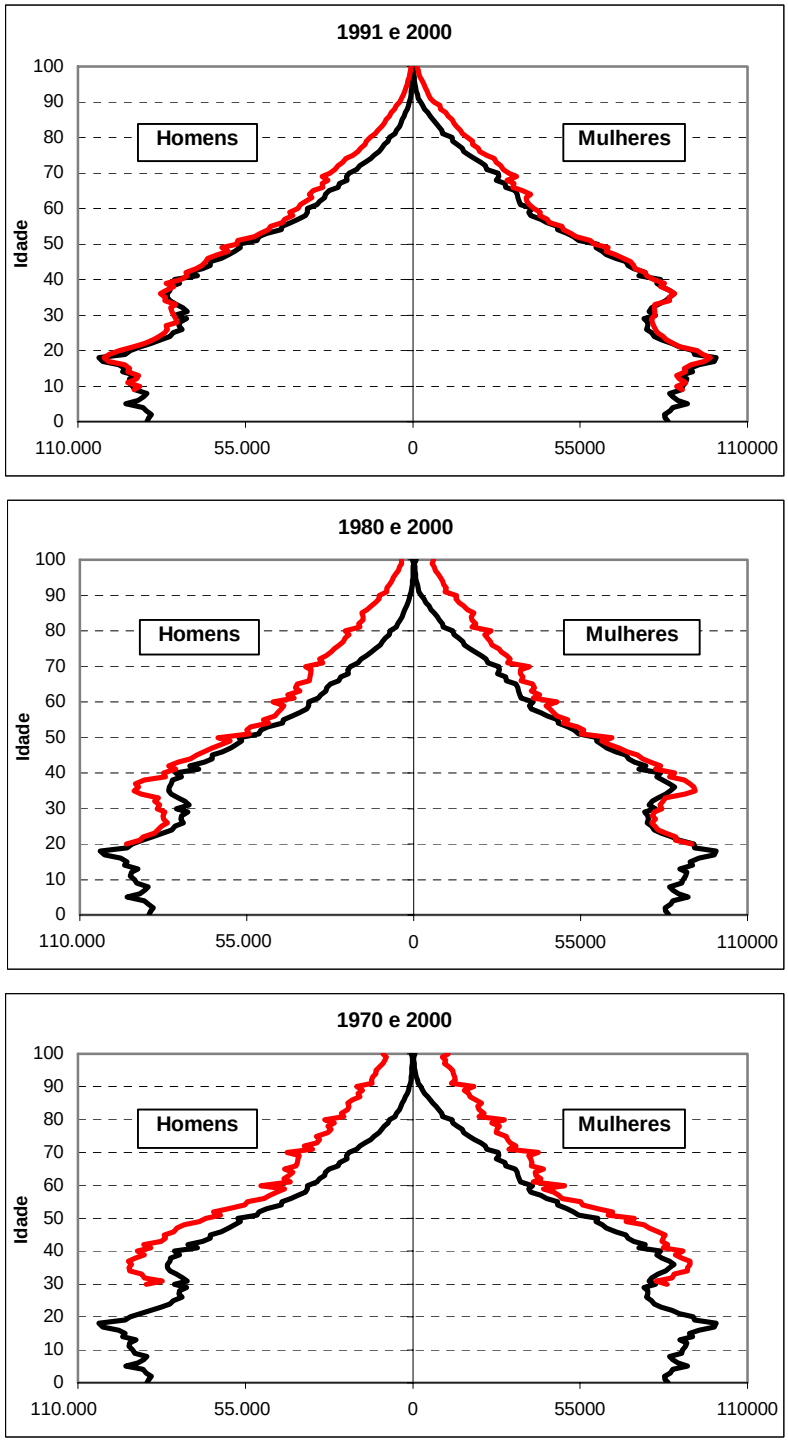
Chamam atenção, e devem ser tratadas com cuidado, as oscilações nos volumes populacionais entre as primeiras idades, mormente em 1991 e 2000. Referem-se a pessoas nascidas em pleno processo de declínio da fecundidade. À primeira vista, poder-se-ia pensar que essas oscilações são devidas, completamente, a erros de declaração de idade (ou data de nascimento). No entanto, pode-se afirmar que, pelo menos em parte, espelham um fenômeno real. De um lado, em uma situação de fecundidade baixa e controlada, oscilações, no curto prazo, de seu nível são absolutamente normais. De outro lado, a evolução anual do número de nascimentos depende também da evolução do número e da distribuição etária das mulheres em idade reprodutiva. Deve-se ter em mente que já a partir do meio da década de 80 passaram a alcançar a idade reprodutiva as gerações de mulheres nascidas após o início do rápido declínio da fecundidade. Tais gerações não apenas tinham, ao nascer, um tamanho relativo menor do que aquelas nascidas antes da queda da fecundidade (declínio da taxa bruta de natalidade feminina), mas, também, não

apresentavam entre elas uma distribuição etária piramidal. Isto fica muito claro ao se examinar na pirâmide etária do Rio Grande do Sul (GRAF. 2.1) a estrutura etária feminina abaixo de 20 anos.

Além da análise das pirâmides etárias, uma outra estratégia utilizada foi a de trabalhar as coortes e compará-las entre os levantamentos censitários. Novamente, foram utilizados os estados do Rio Grande do Sul e de Sergipe como exemplos (GRÁF. 2.3 e GRÁF. 2.4). Tomaram-se como base de comparação as distribuições segundo idade simples observadas no ano 2000, representadas na cor preta nas pirâmides. Para os anos de 1970, 1980 e 1991, descolou-se o número de pessoas de cada uma das idades declaradas nesses anos para aquela que teriam em 2000, representadas na cor vermelha.

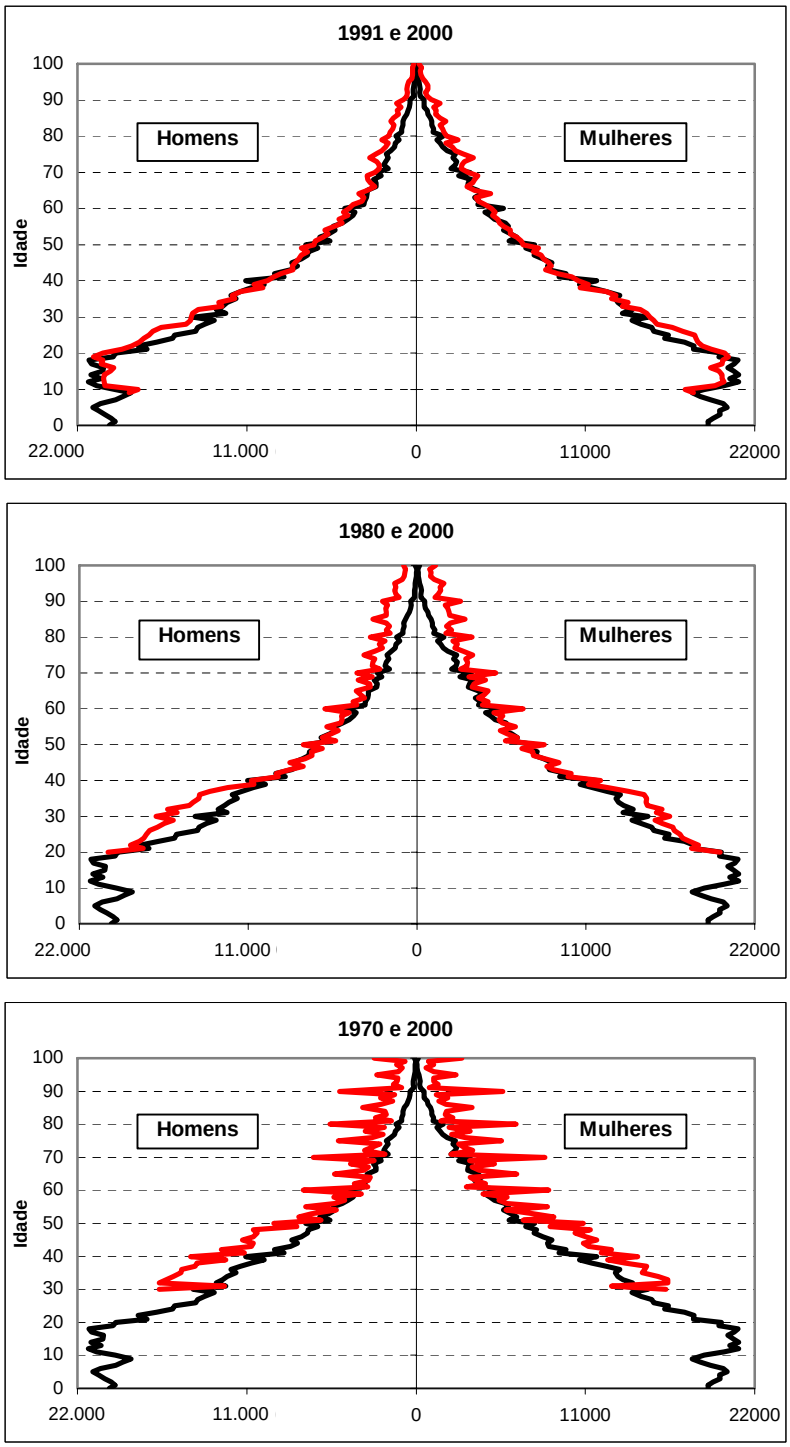
A pirâmide etária em vermelho corresponde à distribuição por idade em 2000 dos indivíduos recenseados em cada um dos três censos anteriores (1970, 1980 e 1991). Espera-se, em cada caso, que: a) o número de pessoas na pirâmide em vermelho seja maior do que o daquela em preto, e b) que as oscilações entre as idades simples, em princípio consideradas anômalas, mudem de padrão, se porventura fossem conseqüência de erros de declaração de idade. Neste último caso, a exceção seriam os erros, por excesso, causados pela atração dos dígitos 0 e 5, pois os intervalos entre cada censo e o ano 2000 são de múltiplos de 10, salvo aquele do Censo de 1991, que foi de 9 anos. Os gráficos assim estruturados permitem observar que, de modo geral, oscilações observadas nos Censos de 1970, 1980 e 1991 foram constatadas, também, entre as mesmas coortes na distribuição etária de 2000; ou seja, seriam informações de declaração de idade basicamente corretas. Entretanto, no caso dos picos observados nas idades terminadas em 0 e 5, mesmo também se reproduzindo na distribuição de 2000, são provavelmente fruto, como visto, de declarações enviesadas da idade, o que será objeto de mensuração na próxima seção.

Gráfico 2.3
Rio Grande do Sul - Distribuição etária hipotética, em 2000, das pessoas enumeradas nos Censos de 1970, 1980 e 1991 e distribuição etária observada em 2000



Fonte: dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000

Gráfico 2.4
Sergipe - Distribuição etária hipotética, em 2000, das pessoas enumeradas nos Censos de 1970, 1980 e 1991 e distribuição etária observada em 2000



Fonte: dados básicos: IBGE: Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000

2.4 Aplicação dos índices de avaliação da informação de população por idade, segundo o sexo

A terceira e última forma para avaliar as informações de declaração de idade se dará por meio de dois índices, já referidos: índice de Whipple e o índice de Myers.

Para permitir melhor visualização e facilitar a análise, os índices serão apresentados associados a cores, segundo os níveis de qualidade da informação. As análises foram realizadas separadamente para os quatro níveis de agregações aqui considerados: Unidades da Federação, capitais estaduais, regiões metropolitanas e regiões administrativas do estado de São Paulo.

Para avaliar os resultados obtidos, utilizou-se o seguinte critério de classificação:

1 – Índice de Whipple

- Dados muito precisos – até 105.
- Dados relativamente precisos – entre 105 e 109,9.
- Dados relativamente aproximados – de 110 a 124,9.
- Dados brutos – de 125 a 174,9.

2 – Índice de Myers

- Dados precisos – valores menores que 5.
- Dados pouco precisos – valores de 5 a 10.
- Dados imprecisos – valores maiores que 10.

Levando-se em conta a evolução do índice de Whipple (TAB. 2.2), que avalia a preferência digital pelos números terminados em “0” e “5”, há que se destacar que é evidente a evolução positiva na qualidade dos dados referentes a idade, segundo o sexo, ao longo dos últimos quatro levantamentos censitários para o Brasil e para as Unidades da Federação.

Tabela 2.2
Brasil e Unidades da Federação: Índice de Whipple
1970, 1980, 1991 e 2000

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	ÍNDICE DE WHIPPLE							
	1970		1980		1991		2000	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Brasil	124,68	127,93	110,45	110,95	103,22	103,15	104,33	104,02
Rondônia	127,34	121,95	113,12	112,92	101,82	101,62	103,17	102,82
Acre	128,78	126,95	122,63	118,71	106,93	106,46	109,52	106,29
Amazonas	137,85	138,11	123,79	120,75	107,52	106,27	110,27	109,77
Roraima	144,94	155,19	123,42	123,34	104,35	106,11	106,70	105,97
Pará	136,78	139,15	118,07	117,04	105,22	104,68	107,68	106,46
Amapá	128,84	131,09	114,44	113,40	105,67	105,91	106,89	103,69
Tocantins	-	-	-	-	102,54	101,20	103,81	104,13
Maranhão	160,74	161,70	129,55	128,59	109,90	109,05	107,38	106,69
Piauí	133,05	136,46	114,12	113,58	102,07	102,44	103,54	103,11
Ceará	130,46	129,56	110,28	110,19	102,53	102,18	104,31	103,77
Rio Grande do Norte	132,52	132,23	113,37	113,38	103,23	103,54	105,58	105,04
Paraíba	142,73	146,18	116,83	118,35	103,98	104,23	105,07	105,25
Pernambuco	139,70	145,88	116,84	118,99	103,68	104,42	106,23	106,40
Alagoas	175,00	177,41	130,23	132,00	110,28	110,34	108,43	107,62
Sergipe	160,51	167,21	117,55	119,72	104,09	104,63	105,98	105,82
Bahia	152,76	160,98	122,90	124,65	106,80	107,02	106,51	106,35
Minas Gerais	126,38	132,53	109,97	111,25	101,68	101,96	103,15	103,09
Espírito Santo	121,08	124,00	108,16	107,48	101,98	102,20	102,49	102,22
Rio de Janeiro	111,53	113,18	106,15	106,10	102,55	102,01	104,17	103,62
São Paulo	111,98	113,11	105,36	105,41	102,79	102,50	103,76	103,40
Paraná	117,43	120,12	106,97	107,80	102,21	102,22	103,18	103,11
Santa Catarina	108,88	109,71	104,78	104,80	102,29	102,35	102,33	102,36
Rio Grande do Sul	108,41	109,24	104,83	105,49	102,00	102,20	102,33	102,29
Mato Grosso do Sul	120,05	123,51	109,58	108,39	100,65	100,42	102,67	103,28
Mato Grosso	133,59	134,65	115,19	114,35	103,31	103,10	105,33	104,40
Goiás	128,59	132,81	111,50	111,18	101,89	102,21	103,70	103,35
Distrito Federal	112,98	115,97	104,37	104,50	100,21	99,79	103,03	102,79

Fonte: Dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000

Em 1970, a maioria das Unidades da Federação classificava-se, segundo esse índice, como tendo dados brutos, sendo a situação menos ruim encontrada em Santa Catarina e Rio Grande do Sul, classificados como tendo dados relativamente precisos. Ao longo das três décadas seguintes, a qualidade dos dados melhora sensivelmente. Em 2000, a maioria das Unidades da Federação já era classificada como de dados muito precisos e as demais como de dados relativamente precisos.

Sinteticamente, o índice de Whipple mensura a atração e repulsão que os dígitos 0 e 5 exercem na declaração de idades dos indivíduos. Chama a atenção, entretanto, o aumento do valor desse índice em praticamente todas as Unidades da Federação entre 1991 e 2000, tanto para os homens como para as mulheres, o que levou alguns estados do Norte e Nordeste a regredirem na sua classificação, passando da categoria de dados precisos em

1991 para a de dados relativamente precisos em 2000. Isto, com certeza, deve-se ao fato de aquele censo não ter sido realizado em um ano terminado em zero, como os demais. Neste caso, a tendência de muitos a declarar a data de nascimento em anos terminados em 0 e 5 levou, com certeza, a uma "transferência" para as idades terminadas em 1 e 6, o que não se capta por meio do índice em questão.

Outro fato interessante é a constatação de que se em 1970 a preferência pelos dígitos 0 e 5 era mais forte entre as mulheres, isso não se repetiu nos censos seguintes. Em 2000, observa-se que o valor do índice de Whipple para os homens é maior do que para as mulheres em praticamente todas as Unidades da Federação.

As mesmas considerações podem ser estendidas para a avaliação do índice de Myers. À medida que se caminha do Censo de 1970 para o de 2000, constata-se melhoria importante na qualidade das informações sobre idade, tanto para os homens como para as mulheres, o que pode ser visto pela mudança das cores atribuídas a cada uma das células da TAB. 2.3, em que, laranja seria a pior situação (índice de Myers acima de 10 – o que, na verdade, não pode ser considerado como uma situação de "péssimos dados", uma vez que o limite superior desse índice é 180) e verde, a melhor situação – próximo da precisão (índice de Myers até 5).

Outra forma interessante de se reconhecer a potencialidade desse índice, além da avaliação de sua evolução, consiste em observar quais seriam os dígitos preferenciais dos indivíduos quando da declaração de idade. A TAB. 2.4 apresenta, de maneira sintética, os principais dígitos que provocariam atração e repulsão, no caso das informações de idade, segundo o sexo, para as populações dos estados brasileiros e do Distrito Federal.[5] É significativa a atração que o dígito "0" tem sobre as declarações de idade dos indivíduos, sendo intensamente verificado nos censos de 1970, 1980 e 2000. No Censo de 1991, apesar de destacar-se em alguns momentos, perde relevância para o dígito 5, principalmente para as declarações de idade das mulheres. Observa-se que em 1991, em várias UF, os dígitos "1" e o "6" aparecem como dígitos de atração, o que não se verifica nem antes, nem em 2000. Isto se deve ao fato já referido, ao se analisar o índice de Whipple, de o censo ter se dado em um ano terminado em "1" (1991), diferentemente dos demais.

[5] Na Tabela 3.4, foram discriminados os principais dígitos de atração e repulsão. Na quase totalidade dos casos, o primeiro dígito indicado foi muito mais significativo quanto à sua atração ou repulsão.

O mesmo quadro de evolução positiva da qualidade das informações sobre a idade pode ser traçado para as capitais dos estados, para as regiões metropolitanas consideradas e para as regiões administrativas do estado de São Paulo, com apenas algumas peculiaridades. Por exemplo, no caso das capitais dos estados, com poucas exceções, os resultados são melhores do que os dos estados. As tabelas contendo as informações com os índices de Whipple e de Myers encontram-se no Anexo **2**, volume II.

Em termos gerais, pode-se dizer que os resultados das análises realizadas neste capítulo apontam para uma progressiva melhora das informações de idade, tanto dos homens quanto das mulheres dos censos demográficos brasileiros. Observou-se que a quase totalidade das declarações de idade se dá mediante a data de nascimento, informação que é de melhor qualidade, e o exame das pirâmides etárias permitiu revelar a não existência de indícios de inconsistências graves nas declarações de idade.

Com a aplicação dos índices de avaliação dessas informações, pôde-se inferir que a qualidade das informações de idade, segundo o sexo, nos censos demográficos vem apresentando, desde 1970, progressivas melhoras para todos os níveis de agregação espaciais considerados. Ao longo desses quatro levantamentos censitários, passa-se de dados, por idade simples, classificados de "próximos da imprecisão" ou, até mesmo, "brutos", principalmente na avaliação das Unidades da Federação, para categorias de "precisos" ou "muito precisos".

Em decorrência dessas constatações, foi utilizado o modelo polinomial para ajuste das populações nas primeiras idades (até 20 anos), de forma a preservar prováveis oscilações reais, que seriam resultantes da queda nos níveis de fecundidade das mulheres e/ou do número de mulheres em idade reprodutiva e de sua estrutura etária interna. Para as demais idades, decidiu-se que os dados deveriam ser corrigidos de forma a suavizar as informações quanto à preferência digital, calculando-se uma média móvel de cinco anos.[6] As populações ajustadas para os grupos populacionais em questão, para os anos de 1970, 1980, 1991 e 2000, encontram-se no Anexo **3**, volume II, em formato de pirâmides.

[6] Para não haver prejuízo de informações, utilizou-se para as duas primeiras idades a população originalmente divulgada pelo IBGE.

Como as informações necessárias para o cálculo das taxas específicas de mortalidade, a seguir, terão como referência o meio dos anos de 1980, 1991 e 1999, foram empregadas as taxas de crescimento, por idade simples segundo sexo, entre os períodos em questão para o ajuste demandado.

Tabela 2.3
Brasil e Unidades da Federação: Índice de Myers
1970, 1980, 1991 e 2000

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	ÍNDICE DE MYERS							
	1970		1980		1991		2000	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Brasil	9,45	10,32	4,18	4,15	1,38	1,43	2,05	1,80
Rondônia	9,00	7,91	5,55	4,75	1,32	1,05	1,93	2,03
Acre	11,02	9,46	8,50	7,52	2,82	2,86	4,16	2,88
Amazonas	14,42	14,05	8,75	7,59	4,09	3,48	4,32	4,04
Roraima	16,05	20,15	8,38	7,64	4,13	3,20	2,89	2,71
Pará	14,79	14,57	7,12	6,08	2,60	2,41	3,38	2,78
Amapá	13,44	13,19	5,66	5,60	2,80	2,10	3,05	2,27
Tocantins	-	-	-	-	1,76	2,32	2,39	2,01
Maranhão	21,77	21,88	10,27	9,85	3,88	3,76	3,72	3,19
Piauí	12,90	13,83	5,61	5,43	1,85	1,68	2,34	2,07
Ceará	11,67	11,71	4,21	4,23	1,48	1,59	2,05	1,94
Rio Grande do Norte	11,69	11,21	4,45	4,57	1,73	2,04	2,24	2,15
Paraíba	14,65	16,39	6,15	6,52	2,14	2,52	2,13	2,21
Pernambuco	13,75	16,23	5,73	6,69	1,71	2,25	2,55	2,34
Alagoas	24,68	26,07	10,15	10,94	3,59	4,01	3,30	3,09
Sergipe	20,74	22,91	6,16	7,29	1,87	2,35	2,58	2,60
Bahia	19,28	21,56	8,69	9,05	2,60	2,81	3,30	2,90
Minas Gerais	10,02	11,59	4,12	4,35	1,23	1,26	1,75	1,59
Espírito Santo	7,61	8,81	3,27	3,14	1,37	1,32	1,78	1,60
Rio de Janeiro	5,05	5,64	2,71	2,59	1,36	1,16	2,04	1,70
São Paulo	5,17	5,56	2,52	2,41	1,48	1,09	1,66	1,47
Paraná	6,70	7,29	2,80	3,06	1,30	1,42	1,62	1,45
Santa Catarina	3,81	4,06	1,86	2,26	1,00	0,99	1,27	1,40
Rio Grande do Sul	3,10	3,51	1,91	2,12	0,85	1,02	1,28	1,19
Mato Grosso do Sul	8,03	8,55	3,86	3,53	1,08	1,15	1,73	1,79
Mato Grosso	12,01	11,87	6,07	5,32	1,78	1,59	2,43	2,12
Goiás	11,29	11,75	5,06	4,53	1,04	1,30	2,14	1,77
Distrito Federal	6,25	6,02	2,57	2,31	1,42	1,02	1,72	1,41

Fonte: Dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000

Tabela 2.4

Brasil e Unidades da Federação: Dígitos de atração e de repulsão segundo o índice de Myers

1970, 1980, 1991 e 2000

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	1970				1980				1991				2000			
	Homens		Mulheres		Homens		Mulheres		Homens		Mulheres		Homens		Mulheres	
	Atração	Repulsão	Atração	Repulsão	Atração	Repulsão	Atração	Repulsão	Atração	Repulsão	Atração	Repulsão	Atração	Repulsão	Atração	Repulsão
Brasil	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	4 e 9	0 e 5	4 e 9	0 e 8	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Rondônia	0 e 5	9 e 3	0 e 5	1 e 4	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 2	9 e 4	5 e 6	4 e 9	0 e 8	1 e 9	0 e 8	1 e 9
Acre	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 3	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 3	0 e 5	9 e 7	5 e 0	7 e 9	0 e 8	1 e 9	0 e 5	1 e 3
Amazonas	0 e 5	1 e 4	0 e 5	1 e 3	0 e 5	1 e 3	0 e 5	1 e 3	0 e 1	4 e 7	0 e 1	4 e 9	0 e 5	1 e 3	0 e 5	1 e 3
Roraima	0 e 5	1 e 4	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 6	0 e 1	4 e 9	5 e 0	4 e 9	0 e 8	1 e 3	0 e 5	1 e 9
Pará	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 3	0 e 5	1 e 3	0 e 1	4 e 9	5 e 1	9 e 4	0 e 8	1 e 3	0 e 5	1 e 9
Amapá	0 e 8	1 e 7	0 e 5	1 e 3	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 7	0 e 5	4 e 9	5 e 0	9 e 4	0 e 5	1 e 3	0 e 8	1 e 9
Tocantins	-	-	-	-	-	-	-	-	5 e 1	4 e 9	5 e 1	9 e 0	0 e 8	9 e 1	0 e 5	9 e 1
Maranhão	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 3	0 e 5	9 e 4	5 e 0	0 e 3	0 e 8	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Piauí	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 8	9 e 2	5 e 6	9 e 2	0 e 8	9 e 1	0 e 7	9 e 1
Ceará	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 6	9 e 2	5 e 1	0 e 2	0 e 8	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Rio Grande do Norte	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 7	0 e 5	1 e 7	1 e 6	9 e 8	5 e 6	9 e 8	0 e 2	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Paraíba	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 6	9 e 4	5 e 6	9 e 2	o e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Pernambuco	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 6	9 e 4	5 e 0	9 e 4	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Alagoas	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 4	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	9 e 4	5 e 0	9 e 4	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Sergipe	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 4	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 0	9 e 4	5 e 0	9 e 4	0 e 2	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Bahia	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	9 e 4	5 e 0	9 e 4	0 e 8	1 e 4	0 e 5	1, 3 e 9
Minas Gerais	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 0	9 e 4	5 e 0	9 e 1	0 e 8	1 e 6	0 e 8	1 e 3
Espírito Santo	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	3 e 0	9 e 1	5 e 0	9 e 1	0 e 8	1 e 6	0 e 8	1 e 9
Rio de Janeiro	0 e 2	1 e 7	0 e 5	1 e 9	0 e 2	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 2	9 e 4	0 e 5	4 e 9	0 e 8	1 e 6	0 e 8	1 e 3
São Paulo	0 e 2	1 e 7	0 e 5	1 e 9	0 e 2	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 2	9 e 7	0 e 5	9 e 4	0 e 2	1 e 9	0 e 5	1,6 e 9
Paraná	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0, 5 e 6	9 e 4	5 e 6	9 e 4	0 e 8	1 e 9	0 e 5	0 e 9
Santa Catarina	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 3	0 e 1	9 e 4	5 e 0	4 e 3	0 e 8	1 e 3	0 e 8	1 e 3
Rio Grande do Sul	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 3	0 e 2	9 e 4	0 e 5	9 e 4	0 e 8	1 e 3	0 e 7	1 e 3
Mato Grosso do Sul	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	6 e 9	9 e 4	6 e 5	4 e 2	0 e 8	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Mato Grosso	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	9 e 4	5 e 0	9 e 4	0 e 8	1 e 9	0 e 5	1 e 9
Goiás	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	0 e 5	1 e 9	5 e 0	9 e 4	5 e 6	4 e 9	0 e 2	1 e 9	0 e 8	0 e 9
Distrito Federal	0 e 2	1 e 7	0 e 5	1 e 9	0 e 2	9 e 1	0 e 5	9 e 1	1 e 3	7 e 8	1 e 5	4 e 2	0 e 2	6, 1 e 3	0 e 8	1 e 3

Fonte: Dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1970, 1980, 1991 e 2000

3. AJUSTE DOS DADOS DE MORTALIDADE

Inicialmente, calculadas as estimativas de probabilidade de morte para cada grupo populacional, a partir dos óbitos registrados e dos dados de população, por idade, os procedimentos empregados consistirão em ajustá-las, estabelecendo uma estrutura mais suave e consistente ao longo de toda a distribuição etária. Para tal, serão utilizados métodos de modelagem matemática. Posteriormente, serão calculadas estimativas independentes de probabilidade de morte para as primeiras idades, tomando-se, inclusive, outra fonte que não o sistema de informações de mortalidade. A partir da junção desses dois conjuntos de estimativas, será possível a identificação de padrões de mortalidade no País.

A modelagem matemática da mortalidade somente poderá ser considerada adequada se as taxas modeladas progredirem suavemente ao longo das idades e, ao mesmo tempo, refletirem corretamente o padrão básico implícito de mortalidade. Em outras palavras, a modelagem deverá corrigir as irregularidades, devido às variações aleatórias e à declaração inidônea da idade, mantendo, entretanto, toda variação essencial do padrão de mortalidade.

Estudos da variação, segundo a idade, dos eventos demográficos, especificamente no caso da mortalidade, vêm possibilitando documentar padrões que identificam regularidades existentes, permitindo, com relativa precisão, a descrição das distribuições das taxas de mortalidade de diferentes idades com um número pequeno de parâmetros. A justificativa é que os padrões de mortalidade por idade variam segundo certos limites, pois a distribuição das taxas de mortalidade específicas por idade mostra padrões genericamente similares.O padrão não é único porque o risco de morte varia com inúmeros fatores, tanto aqueles considerados inerentes ao ser humano, como o sexo, como aqueles que influenciam a sua constituição física ou seu meio ambiente, que compreendem desde o lugar do nascimento e a localização geográfica de residência, até a ocupação e a condição marital.

Sinteticamente, tem-se que a mortalidade é maior nos extremos das idades (incidência maior da mortalidade tanto na infância como em idades mais avançadas). Tendo o recém-nascido sobrevivido aos riscos dos primeiros dias de vida, a taxa de mortalidade cai rapidamente, alcançando durante a infância níveis muito pequenos. A partir da adolescência, a mortalidade aumenta gradual e continuamente, como decorrência,

principalmente, de fatores inerentes ao meio ambiente social e econômico e às formas individuais de vida.

A modelagem matemática das variações da mortalidade segundo a idade, denominada "Lei da mortalidade", remonta a estudos desenvolvidos desde o século XVII. À primeira vista, o formato característico da curva remete a uma expressão matemática com um elevado número de parâmetros. Entretanto, a simples observação a partir das idades adultas mostra comportamento mais regular, podendo ser, quase que genericamente, descrito por meio de uma exponencial crescente.

O desenvolvimento de uma "Lei de mortalidade", a partir de uma expressão matemática da graduação do padrão de mortalidade por idade, tem sido de interesse desde o desenvolvimento das primeiras tábuas de vida de John Graunt (1662) e Edmund Halley (1693). Anos mais tarde, Benjamin Gompertz (1825) sugeriu a representação do risco de morte por meio de uma expressão em que o logaritmo da taxa de mortalidade seria uma função linear da idade, que representaria a mortalidade "pura", isto é, a mortalidade expurgada das causas acidentais e infecciosas. Um ajuste à proposição de Gompertz, realizada por Makeham (1860), considerou justamente a adição de uma constante à expressão original, de maneira a contemplar os dois conjuntos de causas.

Entretanto, os modelos então sugeridos passaram, ao longo do tempo, a responder inadequadamente aos padrões de mortalidade existentes, gerando insatisfatórias graduações, demandando o desenvolvimento de estudos mais complexos, que inevitavelmente estabeleceriam modelos com um número maior de parâmetros.

Fica claro o comportamento diferenciado da "curva de mortalidade" em diferentes grupos etários. Especificamente para as idades mais jovens, as taxas de mortalidade obedecem a um comportamento inverso às demais idades. Uma vez que as primeiras apresentam-se decrescentes à medida que a idade aumenta, Bourgeois-Pichat (1946 e 1951) sugeriu a decomposição da mortalidade infantil em dois componentes: o primeiro refletindo a mortalidade "pura", ou endógena, e o segundo, a exógena, dependendo do meio ambiente a que o indivíduo estava sujeito.

O desenvolvimento constante de novos modelos e os diferentes comportamentos das taxas de mortalidade, segundo a idade, mostram como é complexo estabelecer formulações matemáticas que representem fielmente toda a curva de mortalidade. Pensando nisso, Heligman e Pollard (1980) desenvolveram um modelo de oito parâmetros, capaz de representar o padrão de mortalidade da população em todos as idades.

Além dos modelos desenvolvidos com o estrito objetivo de modelar o comportamento da mortalidade segundo a idade, pode-se pensar na utilização de modelos e procedimentos matemáticos mais gerais, como os modelos polinomiais, que utilizam as ferramentas da análise de regressão, e as médias móveis. Esses modelos, conjuntamente com o método de Heligman e Pollard, serão empregados na modelagem matemática das estruturas de mortalidade dos grupos populacionais tratados ao longo da tese.

Os modelos demográficos funcionam como uma ferramenta na busca de representar processos demográficos o mais fielmente possível, tentando reproduzir, ao máximo, a realidade dos eventos. A existência ou não de padrões de mortalidade surge da análise sistemática das estruturas observadas de diferentes funções de mortalidade. Assim, uma vez estabelecidas as estruturas de mortalidade, essas serão objeto de avaliação quanto a sua consistência, ou desvios, de acordo com uma "norma esperada". Aceitas as estruturas de diferentes populações, procura-se identificar a existência de padrões.

O objetivo deste capítulo é obter probabilidades modeladas de morte segundo a idade simples da população que venham a identificar o mais fielmente possível o padrão básico implícito na mortalidade brasileira e que representem curvas com suave progressão ao longo das idades. A modelagem deve, entretanto, manter a essência das variações implícitas no padrão de mortalidade, desconsiderando as irregularidades existentes advindas de variações aleatórias e da declaração equivocada da idade dos indivíduos.

Inicialmente, apresentam-se os procedimentos matemáticos que serão adotados, neste capítulo, na modelagem das probabilidades de morte, segundo a idade simples da população. As formulações matemáticas propiciam instrumentos práticos para o estudo de tendência da mortalidade e para a construção de projeções populacionais. Entretanto, serão utilizadas, especificamente nesta tese, como ferramentas de suavização das curvas de

mortalidade observadas, com o objetivo de gerar melhores estimativas para os segmentos etários, principalmente as caudas da distribuição.

3.1 Modelagem matemática – Lei de mortalidade

Na modelagem matemática das curvas de mortalidade, foram utilizados três procedimentos: o método Heligman e Pollard (1980), doravante denominado de método HP; o modelo polinomial; e a média móvel. Cada um foi escolhido em função da qualidade das informações trabalhadas ou, mesmo, das características observadas nas probabilidades de morte segundo a idade.

O método HP se justifica pela sua flexibilidade de ajuste, uma vez que estabelece formulações matemáticas (modelo de oito parâmetros), de forma a representar o mais fielmente possível toda a curva de mortalidade.

O modelo polinomial, por sua vez, mostrou-se extremamente capaz de responder ao ajuste das taxas de mortalidade observadas para aqueles grupos populacionais nos quais ainda não incidiam tão distintamente as mortes decorrentes das causas externas, concentradas na população adulta/jovem, mormente masculina. Deve-se salientar que o método HP estima probabilidades específicas de morte maiores, comparativamente ao modelo polinomial, uma vez que o primeiro, quando se utiliza o segundo termo da expressão matemática, pressupõe a existência da "barriga".

O emprego da média móvel tem como objetivo retirar pequenas oscilações que porventura possam existir em conjuntos de dados de óbitos de boa qualidade, nos quais não é necessário nenhum ajuste de ordem maior.

Como se verá, além da utilização, separadamente, dos procedimentos apresentados, optou-se, em praticamente todos os casos estudados, pela junção de dois desses métodos.

3.1.1 O método de Heligman e Pollard

A curva básica sugerida pelos autores é:

$$\frac{q_x}{1-q_x} = A^{(x+B)^C} + De^{-E\left(\ln\frac{x}{F}\right)^2} + GH^x,$$

em que:

q_x é a probabilidade condicional de morrer entre as idades x e $x+1$;

$\frac{q_x}{1-q_x}$ é a razão de chances de morte na idade x;

A = mortalidade infantil;

B = medida da diferença entre q_0 e q_1;

C= declínio da mortalidade (ou como o indivíduo se adapta ao seu ambiente);

D, E, F refletem a "barriga" das causas externas nos adultos jovens:

D = severidade das causas externas;

E = dispersão da "barriga";

F = localização da "barriga";

G = base da mortalidade de idosos; e

H = taxa de aumento da mortalidade dos idosos.

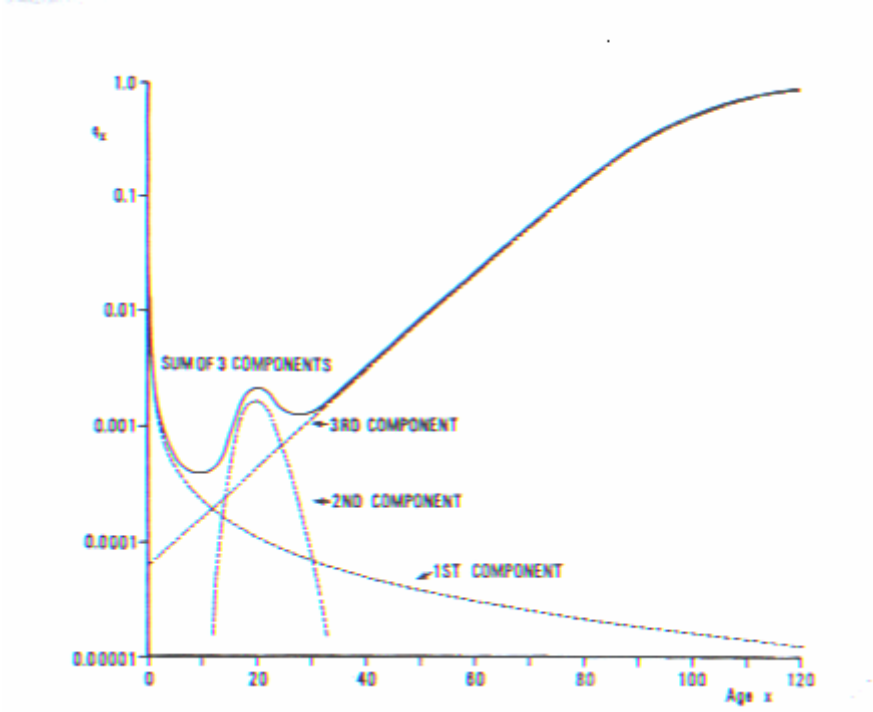
Este modelo apresenta a vantagem de modelar toda a curva de mortalidade, ou seja, em todas as idades, inclusive a chamada "barriga[7]" das acusas externas.

A fórmula matemática é composta pela adição de três termos, em que cada um representa um distinto componente da mortalidade. Para cada um deles, tem-se que os parâmetros envolvidos apresentam uma interpretação demográfica. Isso faz com que a fórmula, assim estabelecida, ofereça flexibilidade suficiente para uma grande variedade de padrões de mortalidade. Na prática, os autores utilizaram as taxas de mortalidade australiana, por idade e sexo, de três períodos: 1946-48, 1960-62 e 1970-72, estabelecendo, após ajuste na

[7] A curva das probabilidades de morte por idade, em geral, apresenta um formato em *J*, com a perna esquerda podendo ser mais alta (até quase um *U*), de acordo com o nível relativo da mortalidade na infância. Quando

expressão matemática sugerida, um conjunto de "leis de mortalidade" para homens e para mulheres nos referidos períodos. Com o intuito de melhor compreender cada componente da mortalidade e suas contribuições para a mortalidade total, esses são ilustradas graficamente na figura 1, utilizando como ponto de partida as informações de mortalidade australiana masculina para o período 1970-72.

Figura 1
Austrália - Curva de q_x e os seus três componentes para a mortalidade masculina 1970-72



Fonte: Heligman, L. e Pollard. J. H. (1980).

O primeiro componente, em rápido declínio exponencial, reflete a queda da mortalidade durante os primeiros anos da infância. O parâmetro *A*, que mede o nível de mortalidade, é aproximadamente igual a q_1. O parâmetro *C*, por sua vez, mede o declínio da taxa de mortalidade na infância. Quanto maior o seu valor, mais rápido será o declínio da mortalidade. B é uma idade de deslocamento para explicar a mortalidade infantil.

há excesso de mortalidade por causas externas, a perna esquerda apresenta uma "barriga" nas idades adultas jovens. A literatura de língua inglesa a denomina "hump" das causas externas.

O segundo termo, uma função similar a uma lognormal, reflete a mortalidade acidental, para homens, e acidental e materna, para as mulheres. Isto é, superpõe a mortalidade adicional na "curva de mortalidade natural". No Brasil, convencionou-se denominar por "barriga" a variação encontrada na curva de mortalidade causada pelas mortes por acidentes. A chamada "barriga" pode ser encontrada em quase todas as populações, geralmente entre as idades de 10 a 40 anos, em maior ou menor intensidade. Esse termo apresenta três parâmetros: *F* indica localização; *E,* a extensão; e *D,* a gravidade.

O terceiro componente da fórmula reflete o aumento geométrico na mortalidade nas idades adultas. É genericamente utilizado para representar o envelhecimento ou deterioração do corpo, sendo ajustado pela já bem conhecida exponencial de Gompertz. O parâmetro G representa o nível base da mortalidade adulta tardia, enquanto que H reflete a taxa de aumento da mortalidade.

Várias aplicações da função matemática de Heligman e Pollard têm mostrado que o modelo produz resultados satisfatórios para a apresentação do padrão de mortalidade por idade. Alguns exemplos são: Heligman e Pollard (1980), utilizando a experiência de mortalidade na Austrália; Mode e Busby (1982), nos Estados Unidos; Forfar e Smith (1987), na Inglaterra; Hartmann (1987) e Kostaki (1985, 1987, 1988, 1992a e 1992b), na Suécia; e Kostaki (1992b), utilizando dados da Suécia e Grécia.

Os parâmetros da curva serão estimados por mínimos quadrados, em que a soma dos quadrados pode ser minimizada como:

$$S^2 = \sum_{x=0}^{w} \left(\frac{\hat{q}_x}{q_x} - 1{,}0 \right)^2 ,$$

em que $\hat{q}_x$ é o valor estimado na idade x e q_x é a taxa de mortalidade observada. Isto é, a soma dos quadrados da diferença entre as taxas estimadas e observadas foi minimizada.

3.1.2 Modelo polinomial

O modelo de análise de regressão pode ser generalizado para o caso em que a variável função y depende dos valores assumidos $x_{(1)}, x_{(2)}, \ldots x_{(n)}$ por m variáveis independentes, de tal forma que se tem:

$$\mu [y / x_{(1)} x_{(2)} \ldots x_{(n)}] = \rho [x_{(1)} x_{(2)} \ldots x_{(m)}],$$

que fornece a média da distribuição dos y para valores particulares de $x_{(1)}, x_{(2)}, \ldots, x_{(m)}$. A distribuição dos y é dada por:

$$y [x_{(1)} x_{(2)} \ldots x_{(n)}] = \rho [x_{(1)} x_{(2)} \ldots x_{(m)}] + \xi ,$$

em que a segunda parcela do segundo membro representa a parte aleatória, não explicada pelas variáveis independentes.

Um caso particular deste modelo é o da regressão polinomial, em que:

$$\rho [x_{(1)} x_{(2)} \ldots x_{(m)}] = \alpha + \beta_1 x_{(1)} + \beta_2 x_{(2)} \ldots + \beta_m x_{(m)}$$

Os parâmetros $\alpha, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_m$ são estimados a partir de uma amostra de n observações, em que cada observação corresponde aos valores simultâneos de $y, x_{(1)}, x_{(2)}, \ldots, x_{(m)}$.

Pelo método dos mínimos quadrados, as estimativas de $a, b_1, b_2, \ldots, b_m$, de $\alpha, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_m$ são os valores que tornam mínima a função:

$$F(a,b_1,b_2,\ldots,b_m) = \sum_{i=1}^{n} [y_i - a - b_1 x_{(1)i} - b_2 x_{(2)i} \ldots - b_m x_{(m)i}]^2$$

Derivando esta função com relação a $a, b_1, b_2, \ldots, b_m$ e igualando a zero as derivadas, obtém-se um sistema de m equações e m incógnitas.

$$\sum y = na + b_1 \sum x_{(1)} + b_2 \sum x_2 ... + b_m \sum x_{(m)}$$

$$\sum yx_{(1)} = a \sum x_{(1)} + b_1 \sum x_{(1)}^{\ 2} + b_2 \sum x_{(1)} x_2 ... + b_m \sum x_{(1)} x_{(m)}$$

.....

$$\sum yx_{(m)} = a \sum x_{(m)} + b_1 \sum x_{(m)} x_{(1)} + b_2 \sum x_{(m)} x_2 ... + b_m \sum x_{(m)}^{\ 2},$$

em que as somatórias estão estendidas às *n* observações. O sistema resolvido fornece os valores de $a, b_1, b_2, ..., b_m$, estimativas dos parâmetros $\alpha, \beta_1, \beta_2, ..., \beta_m$.

Um caso particular das formas polinomiais é o polinômio de grau *m* em *x*:

$$y(x) = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 x^2 \ ... + \beta_m x^m + \xi$$

Para estimar os parâmetros, neste caso, basta fazer

$x_{(1)} = x$ $\quad$ $x_{(2)} = x^2$ $\quad$ ..... $\quad$ $x_{(m)} = x^m$

e recai-se no caso anterior.

3.1.3 Média móvel

Um procedimento simples para remover flutuações nos valores de q_x empíricos, utilizado de forma a obter um ajuste mais suave, consiste em calcular as médias móveis, que têm a propriedade de reduzir as oscilações que se apresentam em um conjunto de dados, sendo freqüentemente usadas para eliminar flutuações indesejáveis.

Constituem desvantagens deste método o fato de os dados do começo e do fim da série não poderem ser calculados da mesma forma como os demais e o de as médias móveis serem fortemente afetadas pelos valores extremos. Para superar esta última desvantagem, usa-se, às vezes, uma média ponderada, atribuindo-se maior peso ao item central e pesos menores aos valores extremos.

3.2 Aplicação da modelagem matemática as informações de mortalidade

O primeiro passo foi o de estimar as probabilidades de morrer entre as idades x e x+n. Para a construção dessa base de dados, utilizaram-se informações de número de óbitos, segundo a residência, por idade simples e sexo, para três períodos de tempo: 1979-1981, 1990-1992 e 1998-2000, e populações, por idade e sexo, para o meio dos anos de 1980, 1991 e 1999. A utilização de tais períodos para as informações de óbitos justifica-se pela existência dos levantamentos censitários ocorridos em um dos anos dos períodos mencionados. A informação de óbitos tem como fonte básica o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde (BRASIL, 2000 e 2002), enquanto que o dado de população advém dos censos demográficos (IBGE, 1970, 1980 e 2000). Para as duas fontes de dados, foram considerados óbitos e população por idade simples, sendo o último grupo etário (aberto) de 100 anos e mais.

Para as informações de óbitos, trabalhou-se com a média anual dos períodos levantados, de forma a amenizar os fatores aleatórios que poderiam estar influenciando o nível de mortalidade registrado. Os resultados são considerados como correspondentes aos anos de 1980, 1991 e 1999.

Foram tomados os seguintes grupos populacionais: as 27 Unidades da Federação, 25 capitais dos estados[8], nove regiões metropolitanas e as 15 regiões administrativas do estado de São Paulo.

Devido ao fato, bem conhecido, de haver no País, mesmo nos anos mais recentes, sérios problemas de sub-registro de óbitos em boa parte do território nacional, estas taxas não espelham os verdadeiros níveis de mortalidade vivenciados pela população na maioria das unidades espaciais em questão. No entanto, espera-se que sua distribuição relativa esteja próxima da verdadeira estrutura da mortalidade. Se assim for, as distribuições das taxas calculadas, se porventura apresentarem determinadas regularidades, poderão revelar, com certo grau de precisão, um único padrão ou padrões diferenciados de mortalidade existentes no País.

As taxas centrais de mortalidade das pessoas de x a $x+n$ anos de idade, do grupo populacional j, no ano t (1980, 1991 e 1999), foram calculadas, para cada sexo separadamente, pelas seguintes expressões:

$$ {}_n m^j_{masc,x,t} = \frac{{}_n \theta^j_{masc,x,t}}{{}_n P^j_{masc,x,t}} $$

$$ {}_n m^j_{fem,x,t} = \frac{{}_n \theta^j_{fem,x,t}}{{}_n P^j_{fem,x,t}} $$

em que:

${}_n m^j_{masc,x,t}$ = taxa de mortalidade das pessoas de x a $x+n$ anos de idade, do sexo masculino, do grupo populacional j, no ano t;

${}_n m^j_{fem,x,t}$ = taxa de mortalidade das pessoas de x a $x+n$ anos de idade, do sexo feminino, do grupo populacional j, no ano t;

${}_n \theta^j_{masc,x,t}$ = número médio anual de mortes no triênio cujo ano central é t, de pessoas de x a $x+n$ anos de idade, do sexo masculino, do grupo populacional j;

${}_n \theta^j_{fem,x,t}$ = número médio anual de mortes no triênio cujo ano central é t, de pessoas de x a $x+n$ anos de idade, do sexo feminino, do grupo populacional j;

${}_n P^j_{masc,x,t}$ = população no meio do ano t, das pessoas de x a $x+n$ anos de idade, do sexo masculino, do grupo populacional j; e

${}_n P^j_{fem,x,t}$ = população no meio do ano t, das pessoas de x a $x+n$ anos de idade, do sexo feminino, do grupo populacional j.

As taxas centrais de mortalidade foram transformadas em valores de ${}_n q^j_{x,t}$ (para cada sexo, separadamente), pela seguinte fórmula:

[8] Os dados para a capital do estado de Tocantins, Palmas, não foram considerados, uma vez que trata-se de um município recentemente instalado, sendo a qualidade das informações muito provavelmente afetadas por altos níveis de sub-registro.

$$ {}_n q_{x,t}^j = \frac{n^* {}_n m_{x,t}^j}{1 + (n - {}_n a_{x,t}^j)^* {}_n m_{x,t}^j} $$

A equação acima, conversão de ${}_n m_{x,t}^j$ para ${}_n q_{x,t}^j$, depende apenas de um parâmetro: ${}_n a_{x,t}^j$, o número médio de anos vividos no intervalo por aqueles que morreram durante o intervalo.

Especificamente no caso da presente tese, o conjunto de valores de ${}_n a_{x,t}^j$ foi obtido por meio da seguinte expressão propostas por Keyfitz (1966):

$$ {}_n a_x = \frac{\frac{n}{24} * {}_n d_{x-n} + \frac{n}{2} * {}_n d_x + \frac{n}{24} * {}_n d_{x+n}}{{}_n d_x}, $$

Keyfitz propõe a utilização da distribuição de morte por idade na tábua de vida para a conversão de ${}_nm_x$ em ${}_nq_x$, assumindo que essa distribuição, *d(x)*, segue uma função polinomial de segundo grau. Pode-se notar que a equação produz uma estimativa de ${}_na_x = n/2$ quando as mortes são simetricamente distribuídas nos três grupos de idade considerados.

Quanto ao primeiro grupo de idade, até 1 ano, decidiu-se por utilizar as fórmulas propostas por Coale e Demeny (1983) para a estimativa de ${}_na_x$, segundo o sexo, que desenvolveram ajustes lineares entre relações observadas em várias populações:

${}_na_x = 0{,}045 + 2{,}684 * {}_1m_0$ para homens; e
${}_na_x = 0{,}053 + 2{,}800 * {}_1m_0$ para mulheres.

3.3 Modelando as probabilidades de morrer entre as idades x e x+n

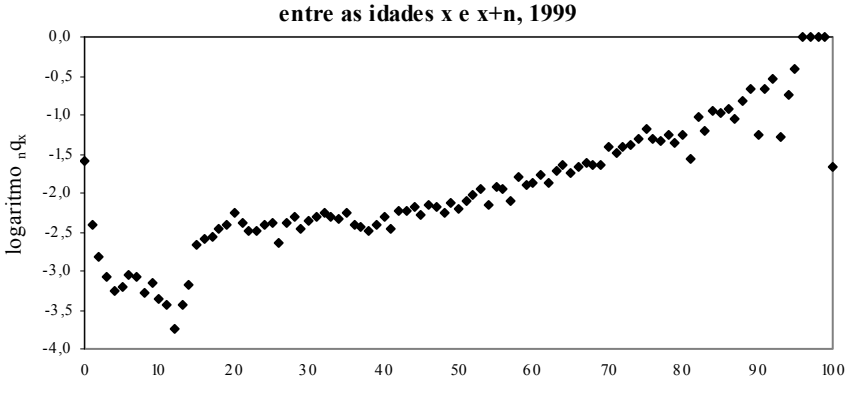
Uma vez calculadas as probabilidades de morte para os conjuntos de população considerados, segundo o sexo, para os anos de 1980, 1991 e 1999, fez-se, inicialmente, uma análise visual dos padrões, por idade, estabelecidos por meio da sua representação gráfica. Essas serão, doravante, denominadas de "probabilidades de morte observadas".

Sua representação gráfica, para cada um das populações consideradas, encontra-se no Anexo **4**, volume II. Levando em conta a distribuição das probabilidades, quanto ao que chamamos de "padrão básico implícito da mortalidade", e as irregularidades e variações apresentadas, pode-se dizer que existiam, basicamente, dois grupos de dados: o primeiro, composto pelos grupos de população localizados nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, onde é possível, à primeira vista, identificar um nítido padrão de mortalidade; e o segundo, formado pelos grupos populacionais das regiões Norte e Nordeste, principalmente o primeiro, onde existem acentuadas irregularidades e variações das probabilidades de morte ao longo das idades. Dois exemplos são apresentados, a seguir, para melhor qualificar as diferenças observadas. Referem-se às probabilidades específicas de morte para o sexo masculino nos estados de Roraima e Rio Grande do Sul, no ano de 1999 (GRAF. 3.1 e GRAF. 3.2).

Observa-se que para o Rio Grande do Sul a distribuição das probabilidades específicas de morte apresenta-se praticamente suavizada ao longo das idades, com pequenas variações, o que não é verdadeiro no caso do estado de Roraima, onde é possível traçar visualmente uma curva de mortalidade, não sendo, entretanto, exatamente definida, em função das várias oscilações. Vale apontar, também, que, para todos os grupos populacionais, as probabilidades específicas de morte para as últimas idades apresentaram, em menor ou maior grau, significativas oscilações.

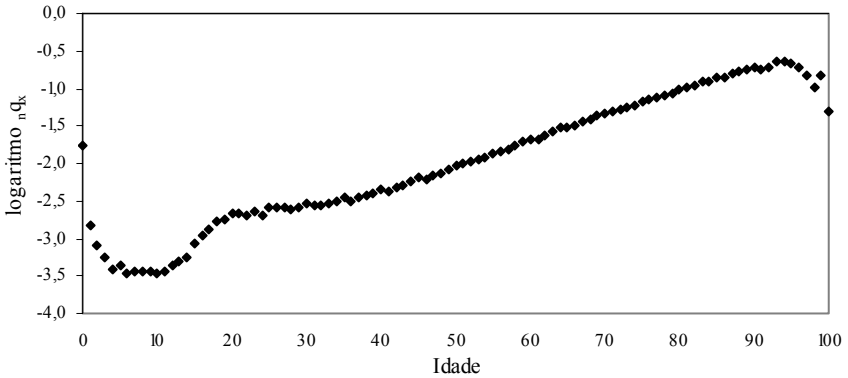
Partindo da premissa de que as probabilidades de morte progridem suavemente ao longo das idades, o primeiro passo consistiu, portanto, em "limpar" o conjunto de probabilidades específicas de morte, buscando eliminar as variações e irregularidades, certamente devidas às flutuações aleatórias e à má declaração da idade.

Gráfico 3.1
Roraima: Probabilidades de morte do sexo masculino observadas entre as idades x e x+n, 1999



Fonte: Dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1980, 1991 e 1999, e Ministério da Saúde, SIM.

Gráfico 3.2
Rio Grande do Sul: Probabilidades de morte do sexo masculino observadas entre as idades x e x+n, 1999



Fonte: Dados básicos: IBGE, Censos Demográficos de 1980, 1991 e 1999, e Ministério da Saúde, SIM.

Uma vez estabelecidos os conjuntos de probabilidades de morte observadas para os grupos populacionais considerados, é possível ajustar matematicamente cada um deles, por meio de métodos de modelagem, estabelecendo uma estrutura mais suave e consistente ao longo de toda a distribuição etária.

Foram considerando três métodos distintos de suavização: o modelo de oito parâmetros de Heligman e Pollard (1980), o modelo polinomial e o ajuste por médias móveis. A seguir, são descritos os procedimentos utilizados na operacionalização dos ajustes utilizados, a partir dos métodos empregados.

3.3.1 Modelo de oito parâmetros de Heligman e Pollard

O ajuste pelo modelo de oito parâmetros é aplicado a três subpopulações: crianças, jovens adultos e adultos em idades avançadas, sendo que a mortalidade em cada uma delas é modelada separadamente. O primeiro termo, que reflete a mortalidade na infância, é uma expressão exponencial, com rápido declínio. O segundo termo, uma *lognormal*, expressa a mortalidade acidental, para homens, e a acidental e materna, para as mulheres. E, finalmente, o terceiro termo, uma exponencial de *Gompertz*, reflete o aumento geométrico na mortalidade nas idades adultas e avançadas.

O modelo HP parte das estimativas da relação entre q_x/p_x para o ajuste matemático, que, especificamente no caso desta tese, seriam de $\frac{{}_n q^j_{x,t}}{{}_n p^j_{x,t}}$, em que ${}_n p^j_{x,t} = 1 - {}_n q^j_{x,t}$, segundo o sexo.

As estimativas suavizadas, resultantes da aplicação do modelo, foram, então, convertidas novamente em ${}_n q^j_{x,t}$. Nessas, quando necessário, foram feitos ajustes manuais, de forma a corrigir as séries de valores de q_x modeladas que, graficamente, ainda apresentavam pequenas oscilações, principalmente quando da integração dos três termos matemáticos.

3.3.2 Modelo polinomial

Para o ajuste do modelo polinomial, foi empregado o software R para Windows, pacote que oferece facilidades na manipulação de dados, cálculos e procedimentos gráficos, dentre eles uma rotina para o cálculo de ajustes polinomiais. Para suavizar as probabilidades de morte, segundo a idade, foram definidos polinômios de grau 10, sendo da seguinte forma a expressão utilizada:

$$y(x) = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 x^2 \ ... + \beta_{10} x^{10} + \xi$$

em que:

y(x) = logaritmo das probabilidades específicas de morte (${}_n q^j_{x,t}$), por idade simples, segundo sexo , e

x = idade.

3.3.3 Média móvel

Foram calculadas médias móveis de cinco pontos, ou seja, cinco valores consecutivos de ${}_nq^j_{x,t}$. Para minimizar o problema de que as médias móveis são fortemente influenciadas por valores extremos, utilizou-se uma média ponderada, atribuindo maior peso ao valor de ${}_nq^j_{x,t}$ central e pesos proporcionalmente menores aos demais ${}_nq^j_{x,t}$ à medida que distanciavam do valor central:

$$ {}_n\hat{q}^j_{x,t_x} = \frac{{}_nq^j_{x-2,t} + 2^*{}_nq^j_{x-1,t} + 3^*{}_nq^j_{x,t} + 2^*{}_nq^j_{x+1,t} + {}_nq^j_{x+2,t}}{9} $$

Como o cálculo da média móvel faz desaparecer os valores do início e final da série, idades extremas, optou-se por adotar, o valor observado nessas idades, ${}_nq^j_{x,t}$. A média móvel foi empregada naqueles poucos casos onde as probabilidades de morte advinham de informações de óbitos de muito boa qualidade.

Para cada um desses grupos, foram realizados dois tipos de ajuste. Em termos gerais, pode-se dizer que, para aquelas populações que já apresentavam padrão nitidamente "bem comportado", optou-se pelo ajuste dado pela média móvel e pelo ajuste polinomial. Para aqueles que sofreram uma "limpeza", ou seja, que apresentavam oscilações menos ou mais significativas nas taxas, optou-se ora pelo ajuste polinomial, ora pelo ajuste dado pelo método de oito parâmetros.

Deve-se destacar que, dadas as variações encontradas para as últimas idades na distribuição das probabilidades de morte e considerando o ótimo ajuste estabelecido pelo terceiro termo,[9] fórmula matemática de Heligman e Pollard, optou-se por utilizá-lo para todas as agregações consideradas. Desta forma, o ajuste do terceiro termo permitiu, ainda, calcular estimativas de mortalidade específicas para a população até a idade de 100 anos e mais, uma vez que na "limpeza" realizada várias informações das idades mais avançadas foram descartadas.

As opções tomadas encontram-se relacionadas nas TAB.s 3.1 a 3.4. Para simplificação, foram utilizadas as seguintes denominações: **H&P** para o modelo de oito parâmetros de Heligman e Pollard; **P e H&P** para o ajuste do modelo polinomial e o terceiro termo do modelo de Heligman e Pollard; e **MM e H&P** para o ajuste da média móvel e o terceiro termo do modelo de Heligman e Pollard. No Anexo **5**, volume II, são apresentados, graficamente, os resultados finais das escolhas realizadas para as Unidades da Federação, capitais dos estados, regiões metropolitanas e regiões administrativas do estado de São Paulo. As distribuições de probabilidade de morte observadas representadas nesses gráficos são aquelas obtidas após o processo de "limpeza" das curvas.

[9] Descrito por meio de uma exponencial de Gompertz, ajusta a mortalidade nas idades adultas.

TABELA 3.1

Unidades da Federação: Ajustes matemáticos escolhidos

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	ANO E SEXO					
	1980		1991		1999	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Rondônia	H&P	H&P	P e H&P	P e H&P	H&P	P e H&P
Acre	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	H&P	H&P
Amazonas	H&P	P e H&P	H&P	H&P	P e H&P	P e H&P
Roraima	P e H&P	H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Pará	P e H&P	P e H&P	H&P	P e H&P	H&P	H&P
Amapá	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Tocantins	-	-	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Maranhão	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Piauí	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Ceará	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Rio Grande do Norte	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Paraíba	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Pernambuco	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Alagoas	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Sergipe	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P
Bahia	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Minas Gerais	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Espírito Santo	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Rio de Janeiro	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P
São Paulo	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Paraná	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	P e H&P
Santa Catarina	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Rio Grande do Sul	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Mato Grosso do Sul	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Mato Grosso	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P
Goiás	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Distrito Federal	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P

Nota: H&P = Heligman e Pollard; P e H&P = Polinomial e Heligman e Pollard; e,
MM e H&P = Média Móvel e Heligman e Pollard.

TABELA 3.2

Capitais dos estados: Ajustes matemáticos escolhidos

CAPITAL	ANO E SEXO					
	1980		1991		1999	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Porto Velho	H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Rio Branco	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Manaus	P e H&P	H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Boa Vista	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	H&P	P e H&P
Belém	H&P	H&P	P e H&P	H&P	H&P	P e H&P
Macapá	P e H&P	P e H&P	P e H&P	H&P	P e H&P	P e H&P
Palmas	-	-	-	-	-	-
São Luís	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Teresina	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Fortaleza	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Natal	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
João Pessoa	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Recife	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Maceió	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Aracaju	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Salvador	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Belo Horizonte	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P
Vitória	P e H&P	H&P	H&P	H&P	P e H&P	P e H&P
Rio de Janeiro	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	P e H&P
São Paulo	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Curitiba	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Florianópolis	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Porto Alegre	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Campo Grande	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Cuiabá	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Goiânia	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P

Nota: H&P = Heligman e Pollard; P e H&P = Polinomial e Heligman e Pollard; e,
MM e H&P = Média Móvel e Heligman e Pollard.

TABELA 3.3

Regiões Metropolitanas: Ajustes matemáticos escolhidos

REGIÃO METROPOLITANA	ANO E SEXO					
	1980		1991		1999	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Belém	H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Fortaleza	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Recife	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Slavador	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Belo Horizonte	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P
Rio de Janeiro	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P
São Paulo	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P	MM e H&P
Curitiba	P e H&P	MM e H&P	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P
Porto Alegre	MM e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P

Nota: H&P = Heligman e Pollard; P e H&P = Polinomial e Heligman e Pollard; e, MM e H&P = Média Móvel e Heligman e Pollard

TABELA 3.4

Regiões Administrativas de São Paulo: Ajustes matemáticos escolhidos

REGIÃO ADMINISTRATIVA	ANO E SEXO					
	1980		1991		1999	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
Central	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Araçatuba	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Barretos	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Bauru	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Campinas	MM e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	MM e H&P	P e H&P
Franca	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Marília	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Presidente Prudente	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Registro	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Ribeirão Preto	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Santos	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
São José do Rio Preto	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
São José dos Campos	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P
Sorocaba	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P	P e H&P

Nota: P e H&P = Polinomial e Heligman e Pollard; e, MM e H&P = Média Móvel e Heligman e Pollard

Tem-se, portanto, como resultado final o levantamento de um conjunto de probabilidades de morte para cada uma das Unidades da Federação, capitais, regiões metropolitanas e regiões administrativas do estado de São Paulo para os anos de 1980, 1991 e 1999. Deve-se, a partir desse ponto, proceder a um estudo mais detalhado da coerência e aceitabilidade dessas estruturas, tendo como objetivo, ao final, selecionar um número representativo de

experiências de mortalidade da população brasileira, que será utilizado como base para a identificação do padrão, ou padrões, de mortalidade no Brasil.

O primeiro passo consistirá em incorporar estimativas mais fidedignas de mortalidade nas primeiras idades. Nessas idades, principalmente para os menores de 1 ano, estão concentrados os maiores problemas de cobertura das informações sobre o número de pessoas (censos) e de óbitos (SIM), dos quais foram derivadas as taxas específicas e as probabilidades de morte até agora utilizadas.

3.4 Estimativa da probabilidade de morte até 5 anos

Para se obter estimativas alternativas das probabilidades de morte nas idades simples até 5 anos, foram utilizados dois conjuntos de fontes básicas de informações: a) os censos demográficos e as pesquisas por amostra de domicílio (PNAD); e, b) as estatísticas dos número de óbitos registrados e os dados de população. Para a obtenção de tais estimativas, adotam-se procedimentos distintos. O primeiro conjunto de informações demanda a utilização de técnica indireta para o cálculo das estimativas de mortalidade, enquanto que o segundo produz estimativas diretas, por meio das relações entre o evento e a população.

3.4.1 Estimativas indiretas

Utiliza-se a técnica de Brass (Brass et al. 1968) para a estimação da mortalidade infanto-juvenil, tendo como base informações sobre o número total de filhos tidos nascidos vivos e o número de filhos sobreviventes na data do Censo, ambas classificadas por grupos de idade das mulheres.

Brass mostra que as proporções de crianças mortas filhas de mulheres com idades entre 15-19, 20-24, ..., 60-64 anos correspondem às probabilidades de morrer entre o nascimento e determinadas idades exatas, geralmente fracionárias.

A técnica prevê fatores de ajuste que permitem converter as proporções de filhos mortos, segundo a idade das mães, em estimativas de probabilidades de morte entre o nascimento e idades exatas não-fracionárias (1, 2, 3, 5, 10, etc.).

As estimativas assim obtidas correspondem à mortalidade de período, no tempo *T* anos antes da data do levantamento da pesquisa, o que permite a aplicação do método em condições de mortalidade não-constante. Brass (1981) propôs uma metodologia para a alocação no tempo dessas estimativas, baseada na fórmula $T = G(i\text{-}m)$, em que *T* é o número de anos antes da data da coleta da informação a que se refere a estimativa, que será dado pela função *G*, por meio dos parâmetros: *i,* o ponto médio do grupo etário das mulheres; e *m,* a idade média da fecundidade.

O objeto de interesse, no caso específico, foi a obtenção da estimativa da probabilidade de morte entre o nascimento e a idade exata de 5 anos ($_5q_0$), que é obtida a partir da proporção de filhos mortos de mulheres com idades entre 30 e 34, para cada um dos grupos populacionais utilizados, usando como fonte os censos demográficos e as PNADs. Alocados no tempo, permitem o estudo do nível e tendências da mortalidade ao longo do tempo.

Foram utilizados os Censos Demográficos de 1980, 1991 e 2000, e as PNADs da década de noventa, assim como a de 2001 (nesse ano têm-se apenas informações para UF e RM). Uma vez que o levantamento da PNAD na região Norte apenas se dá nas suas áreas urbanas, lançou-se mão da suposição de que as capitais dos estados dessa região, com exceção de Tocantins, onde todo o estado é amostrado, compõem-se unicamente de áreas urbanas. A mesma suposição foi feita para a região metropolitana de Belém, também pesquisada pela PNAD. No caso das regiões administrativas do estado de São Paulo, somente foi possível dispor das estimativas obtidas indiretamente pelos censos demográficos.

3.4.2 Estimativas diretas

Foram usadas as informações provenientes do Sistema de Informações Sobre Mortalidade, ou seja, o número de óbitos ocorridos e registrados no ano, segundo a residência, para cada um dos grupos de população considerados. As proporções de morte entre 0 e 5 anos de idade foram calculadas pela relação entre o número de óbitos e a população de referência. Na conversão de proporção (m_x) para probabilidade (q_x), foi utilizada a seguinte expressão:

$$q_x = \frac{(5 * m_x)}{(1 + 2{,}5 * m_x)}$$

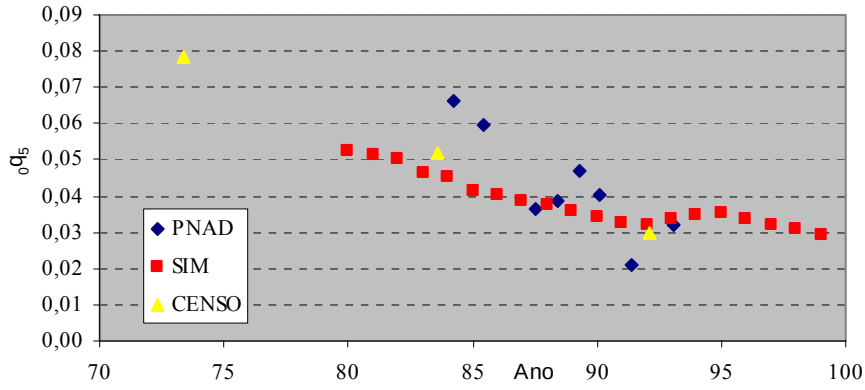
Para as estimativas diretas, foram empregadas as séries de estatísticas de óbitos de 1979 a 2000 do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde (BRASIL, 2000 e 2002). Com o objetivo de suavizar as informações de óbitos, utilizou-se uma média móvel de três anos, ficando-se, dessa forma, com uma série de estatísticas para os anos de 1980 a 1999.

3.4.3 Resultados

A análise simultânea dos dois conjuntos de estimativas (indiretas e diretas) fornece uma série de probabilidades de morte do nascimento até a idade de 5 anos, que cobre um período, em média, de 27 anos. Os resultados obtidos são apresentados no Anexo 6, volume II, os quais mostram a evolução positiva das informações de óbitos do SIM no Brasil, com a coerência interna das duas estimativas independentes da probabilidade de morrer entre 0 e 5 em vários grupos de população. Destacam-se os dados referentes ao estado de São Paulo, aqui representado não apenas pelo total do estado e sua capital, mas também pela sua região metropolitana e regiões administrativas. Em todos esses grupos populacionais, tem-se uma quase perfeita consistência entre as duas estimativas.

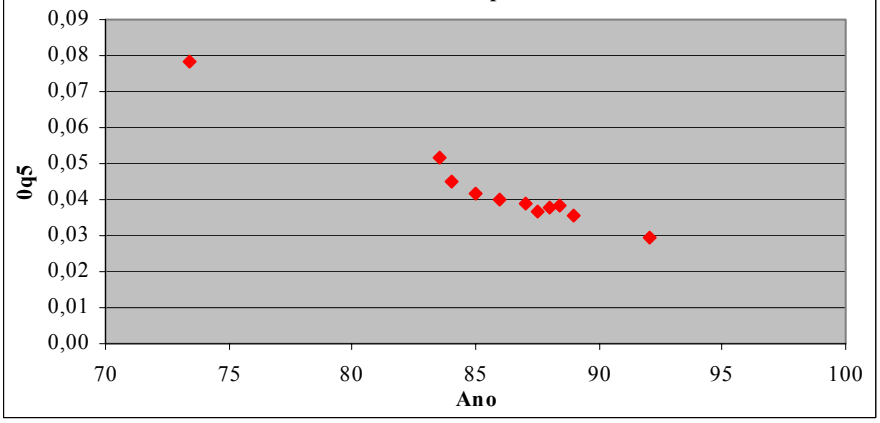
Entretanto, persistem ainda diferenciais regionais ou, mesmo, intra-regionais quanto à qualidade e confiabilidade desses dados. Na maioria dos estados e capitais das regiões Norte e Nordeste, por exemplo, o sub-registro das informações de número de óbitos distorce completamente o nível das estimativas de probabilidades de morte. Tal constatação aponta para a necessidade de realizar-se uma análise criteriosa das séries obtidas, culminando com a eliminação de vários pontos em cada um dos grupos populacionais considerados.[10] Para melhor entendimento, a seguir, apresenta-se, como exemplo a série de probabilidade de morte para o estado do Mato Grosso do Sul. Os GRAF.s 3.3 e 3.4 detalham a série completa das estimativas e a série obtida após a eliminação de alguns pontos, respectivamente.

Gráfico 3.3
Mato Grosso do Sul: Estimativas da probabilidade de morte até os 5 anos de idade



Fonte: dados básicos: IBGE, Censos demográficos 1980, 1991 e 2000, IBGE, PNAD 1992 a 2001 e MS/SIM

Gráfico 3.4
Mato Grosso do Sul - Estimativas da probabilidades de morte até os 5 anos de idade após crítica



Empregando as séries de probabilidade de morte, pretende-se ajustar modelos matemáticos capazes de representar a evolução do seu nível ao longo do tempo. Assim, por meio desses, será possível estimar probabilidades de morte do nascimento até os 5 anos de idade mais fidedignas, para todos os grupos populacionais envolvidos, nos anos de 1980, 1991 e 1999. Para estes anos, já se conta com funções "preliminares" de mortalidade, conforme visto neste capítulo.

[10] Em alguns, optou-se apenas por considerar as estimativas indiretas obtidas por meio dos censos demográficos.

Basicamente, utilizou-se um modelo exponencial para ajuste das séries de probabilidades de morte[11], uma vez que se acredita serem essas decrescentes ao longo dos anos (resultado da queda dos níveis de mortalidade), mas tendendo a alcançar uma certa estabilidade com o tempo. Ou seja, a partir de um dado nível, as quedas de mortalidade serão cada vez menores. As estimativas utilizadas para o ajuste matemático, assim como as curvas ajustadas, são apresentadas no Anexo **7**, volume II.

De posse dos ajustes matemáticos, é possível estimar as probabilidades de morte entre o nascimento e a idade exata de 5 anos ($_5q_0$) para todos os grupos populacionais, nos anos de 1980, 1991 e 2000. Essas probabilidades encontram-se nas TAB.s 3.5 a 3.8.

Tabela 3.5
Unidades da Federação: Estimativas de $_5q_0$
1980, 1991 e 1999

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	1980	1991	1999
Rondônia	0,1040	0,0448	0,0306
Acre	0,0866	0,0588	0,0443
Amazonas	0,0800	0,0448	0,0330
Roraima	0,0781	0,0458	0,0311
Pará	0,1050	0,0515	0,0306
Amapá	0,0685	0,0515	0,0438
Tocantins	-	0,0516	0,0393
Maranhão	0,1280	0,1125	0,0707
Piauí	0,1060	0,0698	0,0515
Ceará	0,1444	0,0808	0,0530
Rio Grande do Norte	0,1492	0,0766	0,0472
Paraíba	0,1721	0,0814	0,0587
Pernambuco	0,1336	0,0735	0,0476
Alagoas	0,1333	0,1094	0,0707
Sergipe	0,1163	0,0752	0,0548
Bahia	0,1032	0,0745	0,0588
Minas Gerais	0,0674	0,0357	0,0225
Espírito Santo	0,0612	0,0344	0,0226
Rio de Janeiro	0,0654	0,0359	0,0232
São Paulo	0,0617	0,0332	0,0212
Paraná	0,0598	0,0330	0,0214
Santa Catarina	0,0489	0,0268	0,0173
Rio Grande do Sul	0,0426	0,0226	0,0143
Mato Grosso do Sul	0,0557	0,0294	0,0185
Mato Grosso	0,0596	0,0335	0,0220
Goiás	0,0589	0,0282	0,0165
Distrito Federal	0,0547	0,0307	0,0202

Fonte: dados da pesquisa.

[11] Com poucas exceções, empregou-se um modelo quadrático, para um melhor ajuste aos dados, como no caso do estado do Amapá.

Tabela 3.6
Capitais dos estados: Estimativas de $_5q_0$
1980, 1991 e 1999

CAPITAL	1980	1991	1999
Porto Velho	0,1024	0,0501	0,0298
Rio Branco	0,0801	0,0528	0,0389
Manaus	0,0683	0,0423	0,0299
Boa Vista	0,0550	0,0376	0,0285
Belém	0,0589	0,0413	0,0319
Macapá	0,0572	0,0385	0,0289
Palmas	-	-	-
São Luís	0,0860	0,0603	0,0400
Teresina	0,0817	0,0552	0,0415
Fortaleza	0,1139	0,0557	0,0400
Natal	0,1030	0,0510	0,0400
João Pessoa	0,1243	0,0733	0,0500
Recife	0,0963	0,0556	0,0373
Maceió	0,1259	0,0603	0,0353
Aracaju	0,0928	0,0641	0,0489
Salvador	0,0685	0,0422	0,0296
Belo Horizonte	0,0704	0,0380	0,0243
Vitória	0,0587	0,0319	0,0205
Rio de Janeiro	0,0479	0,0302	0,0216
São Paulo	0,0631	0,0338	0,0215
Curitiba	0,0595	0,0321	0,0205
Florianópolis	0,0456	0,0244	0,0155
Porto Alegre	0,0358	0,0223	0,0159
Campo Grande	0,0512	0,0338	0,0250
Cuiabá	0,0537	0,0309	0,0207
Goiânia	0,0498	0,0304	0,0212

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 3.7
Regiões Metropolitanas: Estimativas de $_5q_0$
1980, 1991 e 1999

REGIÃO METROPOLITANA	1980	1991	1999
RM de Belém	0,0604	0,0408	0,0307
RM de Salvador	0,0736	0,0430	0,0291
RM de Fortaleza	0,1271	0,0617	0,0364
RM de Recife	0,1054	0,0558	0,0352
RM de Belo Horizonte	0,0739	0,0384	0,0239
RM do Rio de Janeiro	0,0629	0,0359	0,0239
RM de São Paulo	0,0690	0,0364	0,0228
RM de Curitiba	0,0585	0,0341	0,0231
RM de Porto Alegre	0,0422	0,0210	0,0126

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 3.8
Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Estimativas de $_5q_0$
1980, 1991 e 1999

REGIÃO ADMINISTRATIVA	1980	1991	1999
Central	0,0456	0,0265	0,0178
Araçatuba	0,0455	0,0259	0,0172
Barretos	0,0508	0,0302	0,0206
Bauru	0,0553	0,0304	0,0197
Campinas	0,0491	0,0284	0,0190
Franca	0,0424	0,0259	0,0181
Marília	0,0566	0,0308	0,0197
Presidente Prudente	0,0491	0,0286	0,0193
Registro	0,0678	0,0402	0,0275
Ribeirão Preto	0,0430	0,0261	0,0182
Santos	0,0655	0,0397	0,0276
São José do Rio Preto	0,0437	0,0244	0,0160
São José dos Campos	0,0522	0,0315	0,0218
Sorocaba	0,0755	0,0406	0,0258

Fonte: dados da pesquisa.

Uma vez que as estimativas referem-se a ambos os sexos juntos, foi necessário estimar as probabilidades de morte de 0 a 5 anos para a população de meninos e de meninas, separadamente, pois está-se interessado em construir estruturas de mortalidade para cada um dos sexos individualmente. Foram empregadas as seguintes expressões:

$$ {}_5q_{0,m} = 1 - (1 - {}_5q_{0,m+f}) * (\frac{1 + RSN}{K + RSN}) \text{ e} $$

$$ {}_5q_{0,f} = 1 - (1 - {}_5q_{0,m+f}) * (\frac{1 + RSN}{K + RSN}) * K , $$

onde:

$q_{0,m+f}$ = probabilidade de morte entre o nascimento e a idade exata 5 anos, ambos os sexos;

${}_5q_{0,m}$ = probabilidade de morte masculina entre o nascimento e a idade exata 5 anos;

${}_5q_{0,f}$ = probabilidade de morte feminina entre o nascimento e a idade exata 5 anos;

RSN = razão se sexo ao nascer;

K = quociente das probabilidades de sobrevivência entre o nascimento e a idade exata 5 anos, de meninos e meninas.

Adotou-se o valor de 1,05, como *RSN*, e de 1,015, como *K*. O valor de *K* corresponde ao quociente observado no Brasil, como um todo, no Censo de 1980, das proporções de meninos e meninas sobreviventes, entre os nascidos de mulheres de 30 a 34 anos[12]. Entretanto, observou-se que ao longo dos anos, as estimativas assim construídas apontavam para diferenciais cada vez maiores entre as probabilidades de morte entre meninos e meninas. Para resolver esse problema, decidiu-se adotar a relação dada pelas estimativas calculadas para o ano de 1980 – as menores então observadas – para os anos de 1991 e 1999.

Tabela 3.9
Unidades da Federação: Estimativas de $_5q_0$, segundo o sexo
1980, 1991 e 1999

UNIDADE DA FEDERAÇÃO	1980		1991		1999	
	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.
Rondônia	0,1102	0,0977	0,0475	0,0421	0,0325	0,0288
Acre	0,0929	0,0802	0,0631	0,0544	0,0476	0,0411
Amazonas	0,0864	0,0736	0,0484	0,0412	0,0356	0,0303
Roraima	0,0845	0,0716	0,0495	0,0420	0,0336	0,0285
Pará	0,1112	0,0987	0,0545	0,0484	0,0325	0,0288
Amapá	0,0749	0,0619	0,0564	0,0466	0,0479	0,0396
Tocantins	-	-	0,0555	0,0477	0,0422	0,0363
Maranhão	0,1341	0,1219	0,1179	0,1072	0,0740	0,0673
Piauí	0,1122	0,0997	0,0739	0,0656	0,0545	0,0484
Ceará	0,1504	0,1384	0,0841	0,0774	0,0551	0,0508
Rio Grande do Norte	0,1551	0,1433	0,0796	0,0736	0,0490	0,0453
Paraíba	0,1778	0,1663	0,0842	0,0787	0,0607	0,0568
Pernambuco	0,1397	0,1276	0,0769	0,0702	0,0498	0,0455
Alagoas	0,1393	0,1273	0,1144	0,1044	0,0739	0,0675
Sergipe	0,1224	0,1101	0,0792	0,0712	0,0577	0,0519
Bahia	0,1095	0,0970	0,0790	0,0700	0,0624	0,0552
Minas Gerais	0,0739	0,0609	0,0391	0,0322	0,0246	0,0203
Espírito Santo	0,0677	0,0547	0,0380	0,0307	0,0250	0,0202
Rio de Janeiro	0,0719	0,0589	0,0395	0,0323	0,0255	0,0209
São Paulo	0,0682	0,0551	0,0367	0,0297	0,0234	0,0189
Paraná	0,0663	0,0532	0,0366	0,0293	0,0237	0,0190
Santa Catarina	0,0555	0,0422	0,0304	0,0232	0,0197	0,0150
Rio Grande do Sul	0,0492	0,0359	0,0262	0,0191	0,0165	0,0120
Mato Grosso do Sul	0,0622	0,0491	0,0329	0,0259	0,0207	0,0163
Mato Grosso	0,0662	0,0530	0,0371	0,0298	0,0244	0,0196
Goiás	0,0655	0,0523	0,0313	0,0250	0,0183	0,0146
Distrito Federal	0,0612	0,0480	0,0344	0,0270	0,0226	0,0178

Fonte: dados da pesquisa.

[12] Como mostrado por Brass et al. (1968), a proporção de crianças sobreviventes, filhos de mulheres de 30 a 34 anos, corresponde, aproximadamente, à probabilidade de sobrevivência de crianças entre o nascimento e a idade de 5 anos.

Os resultados, assim calculados, encontram-se sintetizados nas TAB.s 3.9 a 3.12. Correspondem aos anos de 1980, 1991 e 1999, para os quais já foram identificados, preliminarmente as estruturas de mortalidade.

Tabela 3.10
Capitais dos estados: Estimativas de $_5q_0$, segundo o sexo
1980, 1991 e 1999

CAPITAL	1980		1991		1999	
	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.
Porto Velho	0,1086	0,0961	0,0532	0,0471	0,0317	0,0280
Rio Branco	0,0865	0,0737	0,0570	0,0485	0,0420	0,0358
Manaus	0,0747	0,0617	0,0464	0,0383	0,0328	0,0271
Boa Vista	0,0615	0,0484	0,0421	0,0331	0,0319	0,0251
Belém	0,0654	0,0523	0,0459	0,0367	0,0355	0,0284
Macapá	0,0637	0,0506	0,0429	0,0340	0,0322	0,0255
Palmas	-	-	-	-	-	-
São Luís	0,0923	0,0796	0,0648	0,0558	0,0430	0,0370
Teresina	0,0881	0,0753	0,0595	0,0509	0,0448	0,0383
Fortaleza	0,1200	0,1077	0,0587	0,0527	0,0422	0,0378
Natal	0,1092	0,0967	0,0541	0,0479	0,0424	0,0376
João Pessoa	0,1304	0,1182	0,0769	0,0697	0,0524	0,0475
Recife	0,1026	0,0900	0,0593	0,0520	0,0398	0,0349
Maceió	0,1319	0,1197	0,0632	0,0574	0,0370	0,0336
Aracaju	0,0991	0,0865	0,0684	0,0597	0,0522	0,0456
Salvador	0,0749	0,0619	0,0461	0,0381	0,0324	0,0268
Belo Horizonte	0,0769	0,0639	0,0415	0,0345	0,0265	0,0220
Vitória	0,0652	0,0521	0,0355	0,0283	0,0228	0,0182
Rio de Janeiro	0,0545	0,0412	0,0343	0,0260	0,0245	0,0186
São Paulo	0,0696	0,0565	0,0373	0,0303	0,0237	0,0193
Curitiba	0,0660	0,0529	0,0356	0,0286	0,0228	0,0182
Florianópolis	0,0523	0,0390	0,0279	0,0208	0,0177	0,0132
Porto Alegre	0,0425	0,0290	0,0265	0,0181	0,0188	0,0129
Campo Grande	0,0578	0,0446	0,0382	0,0294	0,0282	0,0217
Cuiabá	0,0603	0,0471	0,0347	0,0271	0,0232	0,0181
Goiânia	0,0564	0,0432	0,0344	0,0263	0,0240	0,0184

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 3.11
Regiões Metropolitanas: Estimativas de $_5q_0$, segundo o sexo
1980, 1991 e 1999

REGIÃO METROPOLITANA	1980		1991		1999	
	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.
RM de Belém	0,0669	0,0538	0,0452	0,0364	0,0340	0,0274
RM de Salvador	0,0800	0,0671	0,0468	0,0392	0,0317	0,0266
RM de Fortaleza	0,1332	0,1210	0,0646	0,0587	0,0382	0,0347
RM de Recife	0,1116	0,0991	0,0591	0,0525	0,0373	0,0331
RM de Belo Horizonte	0,0804	0,0674	0,0418	0,0350	0,0259	0,0218
RM do Rio de Janeiro	0,0694	0,0563	0,0396	0,0322	0,0264	0,0214
RM de São Paulo	0,0754	0,0625	0,0398	0,0329	0,0250	0,0207
RM de Curitiba	0,0651	0,0519	0,0380	0,0303	0,0256	0,0205
RM de Porto Alegre	0,0488	0,0355	0,0243	0,0176	0,0146	0,0106

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 3.12
Regiões Administrativas do estado de São Paulo: Estimativas de $_5q_0$, segundo o sexo
1980, 1991 e 1999

REGIÃO ADMINISTRATIVA	1980		1991		1999	
	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.	Masc.	Fem.
Central	0,0522	0,0389	0,0303	0,0226	0,0204	0,0152
Araçatuba	0,0521	0,0388	0,0297	0,0221	0,0197	0,0146
Barretos	0,0574	0,0442	0,0341	0,0262	0,0233	0,0179
Bauru	0,0619	0,0487	0,0340	0,0268	0,0220	0,0173
Campinas	0,0557	0,0425	0,0322	0,0245	0,0216	0,0165
Franca	0,0491	0,0357	0,0300	0,0218	0,0210	0,0153
Marília	0,0632	0,0500	0,0343	0,0272	0,0220	0,0174
Presidente Prudente	0,0558	0,0425	0,0325	0,0248	0,0219	0,0167
Registro	0,0742	0,0612	0,0440	0,0363	0,0301	0,0248
Ribeirão Preto	0,0496	0,0363	0,0302	0,0221	0,0210	0,0154
Santos	0,0720	0,0590	0,0436	0,0357	0,0303	0,0248
São José do Rio Preto	0,0504	0,0371	0,0281	0,0207	0,0184	0,0135
São José dos Campos	0,0588	0,0456	0,0355	0,0275	0,0246	0,0191
Sorocaba	0,0819	0,0690	0,0440	0,0371	0,0280	0,0236

Fonte: dados da pesquisa.

3.5 Estimativa das probabilidades de morte até 1, 2, 3 e 4 anos

De posse das estimativas das probabilidades de morte entre 0 e 5 anos, segundo o sexo, para as populações consideradas, é possível estabelecer procedimentos para a obtenção de estimativas de probabilidades de morte para idades exatas intermediárias. O objetivo é construir expressões matemáticas que permitam estabelecer estimativas das probabilidades de morte até as idades exatas de 1, 2, 3 e 4 anos, segundo o sexo.

Partiu-se do pressuposto de que o relacionamento conhecido – entre valores de l_5 e de l_1, l_2, l_3 e l_4 de uma série de tábuas-modelo de sobrevivência existentes – seria também verdadeiro para as estruturas de mortalidade existentes no Brasil. Inicialmente, foram ajustados modelos matemáticos, relacionando a proporção de sobreviventes entre o nascimento e a idade exata de 5 anos, com o número de sobreviventes até as idades exatas de 1, 2, 3, e 4 anos, a partir dos valores existentes em uma série de tábuas-modelo de sobrevivência selecionadas. Posteriormente, tais modelos matemáticos foram aplicados sobre os valores de l_5, derivados das estimativas de $_5q_0$ já calculadas.

Foram empregadas 226 tabelas de sobrevivência para cada um dos sexos, consubstanciadas nas tábuas-modelo de mortalidade das Nações Unidas (1963 e 1983), as Tábuas Regionais elaboradas por Coale e Demeny (1966), assim como a 2ª edição das tábuas modelo de

Coale e Demeny (1983), além das tábuas modelo construídas e publicadas pelo IBGE (1981).

As 226 tabelas de sobrevivência foram agrupadas, para cada sexo, em cinco grupos, por nível de esperança de vida ao nascer, estabelecido pela função completa de mortalidade: nível menor que 60 anos; de 60 a 65 anos; de 65 a 70 anos; de 70 a 75 anos; e 75 anos e mais. A suposição é de que, à medida que a esperança de vida aumenta, provavelmente, muda a estrutura de mortalidade nas primeiras idades.

O cruzamento entre cada um dos valores de l_x (x = 1, 2, 3 e 4) e o valor de l_5, para cada um dos cinco grupos de tabelas de sobrevivência selecionadas, segundo o sexo, apontou, de modo geral, para a existência de uma relação linear entre eles. Para cada um desses grupos, foram então estimados os parâmetros da função linear. Os gráficos com a representação dos cruzamentos e os ajustes matemáticos resultantes são apresentados no Anexo **8**, volume II

As esperanças de vida ao nascer para a seleção do conjunto de equações lineares a ser empregado sobre o valor de l_5, de cada grupo populacional, para a estimação dos respectivos valores de l_1, l_2, l_3 e l_4, foram tomadas de outros estudos. Para as Unidades da Federação, usaram-se as estimativas de esperança de vida, para o ano de 1980, disponibilizadas em Carvalho e Pinheiro (1986) e, para os anos de 1992 e 1999, em IBGE (2001) relacionadas na TAB. 1, do Anexo **9**, volume II. Foram utilizadas para a escolha das equações que seriam empregadas nas estimativas de l_1, l_2, l_3 e l_4 para os anos de 1980, 1991 e 1999, respectivamente.[13] Uma vez determinado o conjunto de equações, o mesmo foi estendido para as estimativas das capitais dos estados e das regiões metropolitanas. Distintamente, no caso das regiões administrativas do estado de São Paulo, tomaram-se como referência as estimativas da esperança de vida ao nascer disponíveis no *site* da SEADE (www.seade.gov.br) para os anos de 1980, 1991 e 2000. Essas encontram-se relacionadas na TAB. 2, do Anexo **9**, volume II.

[13] Em alguns casos, foi necessário utilizar outros conjuntos de equações, como alternativa para se obter estimativas coerentes para a função de sobrevivência. Em todas as vezes em que isso ocorreu, utilizou-se o conjunto de equações lineares dado pelo grupo imediatamente superior, ou seja, com esperanças de vida ao nascer maiores.

As estimativas para as probabilidades de sobrevivência nas idades 1, 2, 3 e 4, segundo o sexo, resultantes permitem derivar-se estimativas para ${}_1q_0$, ${}_1q_1$, ${}_1q_2$, ${}_1q_3$ e ${}_1q_4$. Os resultados das probabilidades de sobrevivência encontram-se listados nas TAB.s 3 a 6, no Anexo **9**, volume II. São discriminados, também, os valores das probabilidades de morte até 1 ano e até 5 anos obtidas por meio das estimativas de probabilidades de sobrevivência, a partir das TAB.s 7 a 10, também no Anexo **9**, volume II.

3.6 Estimativa final da curva de probabilidades de morte por idade, segundo o sexo

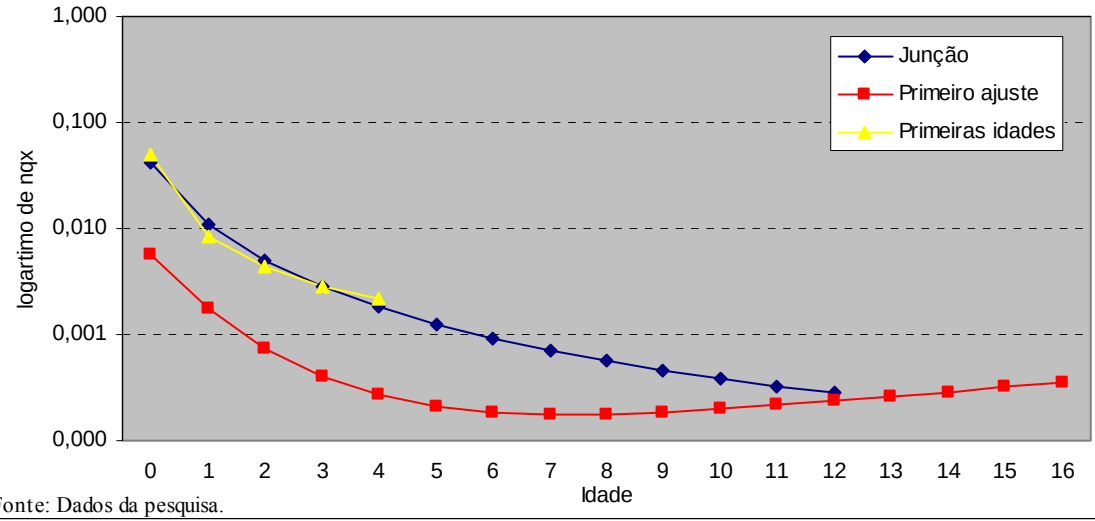
Essas estimativas de ${}_1q_0$, ${}_1q_1$, ${}_1q_2$, ${}_1q_3$ e ${}_1q_4$, calculadas para cada grupo de população considerado, foram incorporadas às estimativas anteriormente ajustadas, substituindo as cinco primeiras probabilidades de morte pelas aqui estimadas. Mesmo as populações em que as estimativas anteriores são muito próximas daquelas ora calculadas, sendo elas sabidamente detentoras de estatísticas de boa qualidade, passaram pelo mesmo procedimento de substituição, sendo posteriormente avaliadas.

Para a maioria das populações, tem-se que as probabilidades calculadas para as primeiras idades passaram a apresentar nível mais elevado de mortalidade do que aquele originalmente ajustado. Tal fato é explicado pela presença de sub-registro das estatísticas de mortalidade nessas populações, apesar do ajuste realizado. Foi necessário, portanto, proceder ao ajuste (junção) das duas curvas. Para isso, utilizou-se modelagem matemática para extrapolar probabilidades de morte para as idades acima de 5 anos, até que essas se ajustassem às probabilidades de morte até 5 anos, recém estimadas. Em muitos casos, a estimativa da probabilidade de morte até 1 ano, resultante dessa junção resultou em valores inferiores àqueles anteriormente encontrados para as primeiras idades. Nesses casos, esses últimos valores foram preservados. No caso das populações que apresentavam nível consideravelmente mais elevado nas estimativas nas primeiras idades concomitantemente com elevados níveis de esperança de vida ao nascer mesmo após o ajuste de junção, optou-se por descartá-las do estudo, por se tratar, de populações sujeitas à níveis de sub-registro muito elevados. Para melhor entendimento, apresentam-se dois exemplos: estado do Maranhão, em 1999, e estado do Mato Grosso, em 1991.

No primeiro caso, foram então descartadas as estimativas do estado do Maranhão, tanto para homens como para mulheres, em 1999. Para o Mato Grosso, procedeu-se a um ajuste

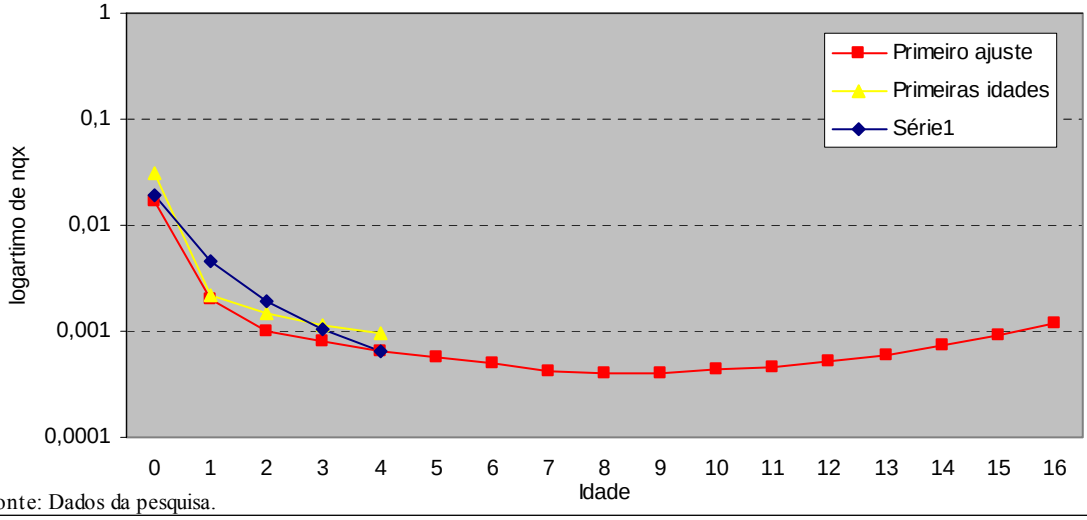
entre os dois conjuntos de estimativas. As implicações resultantes desse ajuste são de que: primeiro, o sub-registro, que possa existir, estaria concentrado nas primeiras idades, mais ou menos 10 anos de idade; segundo, que no caso das curvas de mortalidade que já apresentassem um comportamento com "barriga", seria menos vulnerável ao sub-registro a partir das idades adultas jovens. É importante dizer que em todas as populações, mesmo para aquelas onde ocorreu a junção entre as duas curvas, foi preservado o valor estimado da probabilidade de morte até um ano, resultado da seção 3.5.

Gráfico 3.5
Maranhão: Probabilidades de morte para o sexo feminino - ajuste para as primeiras idades
1999



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 3.6
Mato Grosso: Probabilidades de morte para o sexo masculino - ajuste para as primeiras idades
1991



Fonte: Dados da pesquisa.

Uma vez ajustadas as estimativas das primeiras idades com as demais, é prudente proceder a uma análise crítica desses resultados, internamente a cada população, no que se refere, basicamente, ao nível, analisando tanto a sua evolução no tempo como o comportamento, segundo o sexo. Para tanto, foram utilizados os seguintes procedimentos: a) todos os subgrupos populacionais foram divididos em três partes, adotando-se o corte etário – até 15 anos, de 15 a 40 anos e de 40 anos ou mais –, os quais foram plotados separadamente, tomando-se conjuntamente os três períodos de tempo adotados: 1980, 1991 e 1999; b) para cada uma dessas partes e para cada um dos subgrupos populacionais, foi realizada uma avaliação crítica dos níveis estimados das probabilidades de morte, tendo sempre em mente a concepção de que a mortalidade vem caindo ao longo do tempo nas primeiras idades, que o nível de mortalidade masculina geralmente supera a feminina e que deveria existir uma consistência interna em cada grupo populacional na evolução da composição de mortalidade nos três períodos. As estruturas que não obedeciam a qualquer um desses pré-requisitos foram descartadas.

Basicamente, foram eliminadas as estruturas referentes ao ano de 1980 para populações nas regiões Norte[14] e Nordeste, tanto das Unidades da Federação, como para das capitais. No caso do estado do Acre e de sua capital, Rio Branco, por exemplo, foram descartados todos os conjuntos de estruturas de mortalidade previamente estimados para todos os anos. Após as críticas, o conjunto de populações consideradas passou a ser de 171[15] estruturas de mortalidade, para cada um dos sexos. No Anexo **10**, volume II, são apresentados os ajustes (junção) das duas curvas para esses estruturas. Nos casos onde a linha azul não aparece, optou-se por preservar os valores anteriormente ajustados para as curvas completas. Essas 171 estruturas serão esses subgrupos populacionais objeto de análise no próximo capítulo, na busca de identificação de um padrão, ou padrões, de mortalidade no Brasil.

[14] Especificamente no caso da região Norte, tomou-se a decisão de eliminar todos os seus estados em todos os anos.
[15] Foram realizados ajustes em praticamente todas essas populações entre as estimativas de probabilidade de morte para as primeiras idades e as demais, sendo que do total de 342 aproximadamente 1/3 delas apresentaram valores muito próximos dos anteriormente ajustados

4 IDENTIFICAÇÃO DOS PADRÕES DE MORTALIDADE NO BRASIL

Para a identificação dos conjuntos de padrões de mortalidade, será utilizado, como ponto de partida, o método *grade of Membership* (GoM), tomando como parâmetros as taxas e o comportamento da mortalidade, segundo os grupos de idade. Este método, diferentemente da maioria dos métodos estatísticos de construção de perfis, não considera que indivíduos e objetos são organizados em conjuntos bem definidos, ou seja, pertençam ou não a um dado conjunto com determinados atributos. Esses podem ter um certo grau de pertinência em múltiplos conjuntos. Tal propriedade confere ao método a denominação de *modelo de conjuntos nebulosos*.

Uma vez estabelecidas as estruturas de mortalidade serão objeto de análise quanto à existência de desvios consistentes, a partir de uma "norma esperada", com o objetivo de identificar padrões de comportamento comuns entre elas. Dados os distintos níveis de urbanização e desenvolvimento observados no Brasil, espera-se que as estruturas apontem para diferentes experiências de padrões de mortalidade.

Partindo do princípio de que a classificação de partições nebulosas tem a vantagem de descrever matematicamente a heterogeneidade das classes, empregar-se-á o método GoM para a determinação dos perfis de estruturas de mortalidade, na medida em que permite examinar se determinados conjuntos de probabilidades de morte aparecem "aglomerados", da mesma maneira, em determinados subgrupos populacionais.

4.1 Método *grade of membership* (GoM)

O modelo ou método GoM – "grade of membership", grau de inclusão ou grau de pertinência – permite classificar os indivíduos ou eventos envolvidos na análise em termos do grau que manifestam propriedades associadas com múltiplas partições difusas ou nebulosas. Fabro (1996) aponta a possibilidade da representação de conceitos vagos e imprecisos, a partir da precisão matemática, pelo emprego da teoria dos conjuntos nebulosos, que "generaliza a teoria clássica dos conjuntos de atribuição única a fim de permitir que os objetos possuam graus de pertinência a determinados conjuntos" (p.1).

Pelo método GoM, a heterogeneidade é explicitamente parametrizada, permitindo a classificação de um indivíduo ou evento em dois ou mais conjuntos que admitem graus de pertinência parciais. Citando Berkman et al. (1989), Machado (1997) ressalta uma das principais peculiaridades do método GoM: "O modelo de GoM leva em consideração, em primeiro lugar, a dimensionalidade das condições consideradas e, segundo, a heterogeneidade das sub-populações que estão sendo descritas por tais índices" (p.28).

4.1.1 Descrição do método GoM

A utilização do método requer dados de J variáveis respostas, com um número finito (L_j) de categorias de respostas para a *j-ésima* variável. Para aquelas variáveis de natureza intrinsecamente discreta, como sexo e status marital, essa codificação em categorias é direta. Nesse caso, pode-se ver os dados como consistindo de J variáveis multinominais (x_{ij}), com L_j níveis de resposta para a *j-ésima* variável ou, equivalentemente, L_j variáveis binárias (y_{ijl}), definidas para a *j-ésima* variável. No caso de se trabalhar com variáveis contínuas, essas devem ser definidas segundo intervalos, de forma a gerar uma variável categórica, sem perder a informação significante.

Para cada elemento no conjunto nebuloso existe um grau de pertinência, ou e*score* de GoM (denominada g_{ik}), que representa o grau em que o elemento *i* pertence ao *k-ésimo* grupo. Se os *escores* de GoM para todos os elementos de um grupo são 1 ou 0, o grupo é exato ou exclusivo. A presença de *escores* entre 0 e 1 define um grupo nebuloso. O grau em que cada elemento é considerado membro dos grupos nebulosos é representado pelo *escore* de GoM.

A modelagem da heterogeneidade dos indivíduos é feita pela identificação de várias características de uma função de densidade multivariada, a qual descreve a distribuição dos escores de grau de pertencimento por meio dos elementos de interesse. Assim, é possível estabelecer um certo número de conjuntos chamados de "perfis extremos", ou "perfis puros", e um conjunto de escores de GoM para cada indivíduo em cada perfil. O conjunto formado pelos perfis e respectivos escores é chamado de "partição nebulosa".
A variável g_{ik} é usada para representar o escore GoM do *i-ésimo* indivíduo em relação ao *k-ésimo* perfil extremo na partição nebulosa.

Um valor de g_{ik} igual a 0 para um indivíduo, em relação a um determinado k, indica que esse indivíduo não pertence ao grupo representado pelo perfil extremo k. Se o valor de g_{ik} é 1, esse indivíduo é considerado um membro completo do grupo nebuloso representado pelo perfil extremo k. Um valor entre 0 e 1 indica que o indivíduo é um membro parcial do grupo extremo. Assim, g_{ik} representa a proporção ou intensidade de pertencer a cada perfil extremo.

Os escores g_{ik} estão sujeitos às seguintes restrições, denominadas "condição I":

$g_{ik} \geq 0$, para cada i e k;

$\sum_{k=1}^{k} g_{ik} = 1$, para cada i.

4.1.2 Parametrização dos modelos de partição nebulosos

De acordo com Manton, Woodbury e Tolley (1994), os conjuntos nebulosos podem ser empregados em análises estatísticas, desde que os princípios dos modelos estatísticos e algoritmos numéricos sejam consistentes com os princípios matemáticos dos modelos para conjuntos nebulosos.

Na formulação desse modelo, é necessário levar em conta as seguintes suposições:

Suposição 1: As variáveis aleatórias y_{ijl} são independentes para diferentes valores de i;

Suposição 2: Os valores de g_{ik}, k=1, 2, ..., K são realizações das componentes do vetor aleatório $\xi_i = (\xi_{il}, ..., \xi_{ik})$, com função de distribuição $H(x) = P(\xi_i \leq x)$.

Suposição 3: Condicional aos valores realizados g_{ik}, para indivíduos i, y_{ijl} são independentes para diferentes valores de j. Ou seja, se os *escores* g_{ik} são conhecidos, as respostas de cada indivíduo i para as várias questões ou categorias (y_{ijl}) são independentes para valores de j.

Suposição 4: A probabilidade de uma resposta l para a *l-ésima* questão, pelo indivíduo com o *k-ésimo* perfil, é λ_{kjl}. Tal suposição fornece as probabilidades de resposta, para cada

indivíduo, para os vários níveis de cada questão. Sintetizando a "condição II", tem-se que os valores de λ_{kjl} devem obedecer às seguintes restrições:

$\lambda_{kjl} \geq 0$, para cada *k, j* e *l*;

$\sum_{i=1}^{L_j} \lambda_{kjl} = 1$, para cada *k* e *i*.

Suposição 5: A probabilidade de resposta do nível *l* para a *j-ésima* questão, pelo indivíduo *i*, condicionada aos escores g_{ik}, é dada por:

$$\Pr(y_{ijl} = 1.0) = \sum_{k=1}^{K} g_{ik} * \lambda_{kjl}$$

Com base nas suposições de 1 a 5, pode-se formular um modelo de probabilidades para a construção do procedimento de estimativa de verossimilhança:

$$E(y_{ijl}) = \sum_{k} g_{ik} * \lambda_{kjl}$$

ou

$$p_{ijk} = \sum_{k} g_{ik} * \lambda_{kjl} \ ,$$

em que g_{ik} são conhecidos e satisfazem à condição I.

Desta forma, considerando as suposições anteriormente descritas, o modelo de máxima verossimilhança pode ser escrito como:

$$L(Y) = \prod_{i=1}^{L} \prod_{j=1}^{J} \prod_{l=1}^{L_j} (\sum_{k=1}^{K} g_{ik} * \lambda_{kjl})^{y_{ijl}}$$

O processo de estimação dos parâmetros do referido modelo, que combina os princípios de máxima verossimilhança e métodos numéricos interativos, encontra-se detalhado em Manton, Woodbury e Tolley (1994).

4.2 Aplicação do método GoM

Ancorado na base conceitual do método GoM, tem-se que nem todas as estruturas de mortalidade dos grupos populacionais aqui analisados enquadram-se estritamente, nos conjuntos fechados ou clássicos, sendo que alguns desses podem apresentar diversidade em seu conjunto de características.

Como já descrito, dois parâmetros sintetizam os resultados da aplicação do método: os *lambdas*, que mensuram as freqüências das respostas e definem os perfis aos quais os elementos pertencem; e os g_{ik}, que identificam a pertinência dos indivíduos aos vários perfis, os quais são construídos a partir das freqüências das respostas das variáveis consideradas no modelo.

O perfil alocado a cada indivíduo advém desses valores de g_{ik} e possibilitam a sua classificação. As regras de decisão para a identificação dos perfis, baseadas no valor dos graus de pertinência, são estabelecidas *a priori* pelo pesquisador. Uma sugestão de um possível critério foi estabelecido por Sawyer et al. (2000), que será adotada neste trabalho:

> dividiu-se os escores em quarto quartis e considerou-se que aqueles com 75% ou mais das características de um determinado perfil k ($g_{ik} \geq 0,75$), "pertencem" com maior intensidade a esse perfil, e foram considerados "tipos predominantemente do perfil k". Pertenceriam também a esse perfil, pessoas cujos escores eram do terceiro quartil (0,50 a 0,74), se, aos demais perfis, os escores estivessem no primeiro quartil. [...] Em contraposição, aquelas pessoas com escores no primeiro quartil, em relação aos três perfis, foram consideradas "amorfas", ou seja, não aproximam de nenhum perfil.

Desta forma, construídas as expressões *booleanas,* é possível definir os tipos extremos descritos, assim como os demais tipos, considerados mistos. As expressões a seguir detalham essas definições:

$g_{i1} \geq 0,75 \longrightarrow$ perfil extremo 1;
$g_{i2} \geq 0,75 \longrightarrow$ perfil extremo 2; e
$g_{i3} \geq 0,75 \longrightarrow$ perfil extremo 3

$0{,}75 < g_{i1} \geq 0{,}50$ e $g_{i2} < 0{,}25$ e $g_{i3} < 0{,}25$ → perfil extremo 1

$g_{i1} < 0{,}25$ e $0{,}75 < g_{i2} \geq 0{,}50$ e $g_{i3} < 0{,}25$ → perfil extremo 2

$g_{i1} < 0{,}25$ e $g_{i2} < 0{,}25$ e $0{,}75 < g_{i3} \geq 0{,}50$ → perfil extremo 3

$0{,}75 < g_{i1} \geq 0{,}50$ e $0{,}50 < g_{i2} \geq 0{,}25$ e $g_{i3} < 0{,}25$ → perfil misto 1 e 2

$0{,}75 < g_{i1} \geq 0{,}50$ e $g_{i2} < 0{,}25$ e $0{,}50 < g_{i3} \geq 0{,}25$ → perfil misto 1 e 3

$0{,}50 < g_{i1} \geq 0{,}25$ e $0{,}75 < g_{i2} \geq 0{,}50$ e $g_{i3} < 0{,}25$ → perfil misto 2 e 1

$g_{i1} < 0{,}25$ e $0{,}75 < g_{i2} \geq 0{,}50$ e $0{,}50 < g_{i3} \geq 0{,}25$ → perfil misto 1 e 3

$0{,}50 < g_{i1} \geq 0{,}25$ e $g_{i2} < 0{,}25$ e $0{,}75 < g_{i3} \geq 0{,}50$ → perfil misto 3 e 1

$g_{i1} < 0{,}25$ e $0{,}50 < g_{i2} \geq 0{,}25$ e $0{,}75 < g_{i3} \geq 0{,}50$ → perfil misto 3 e 2

Para a determinação dos perfis de mortalidade, optou-se por trabalhar com as proporções de morte, por idade simples e sexo ($_n m^j{}_{masc,x,t}$ e $_n m^j{}_{fem,x,t}$), derivadas das probabilidades de morte resultantes dos ajustes empregados no capítulo anterior.

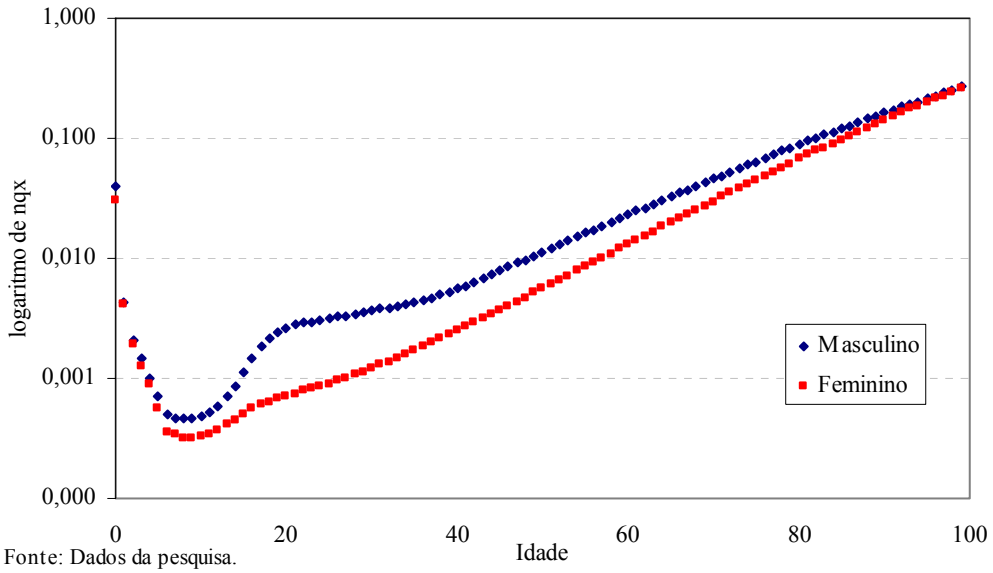
Objetivou-se construir conjuntos de populações que apresentassem um comportamento semelhante de mortalidade, sendo necessário, portanto, partir de um ponto único de comparação. Nesse caso, foi construída uma estrutura média de mortalidade, constituída, em cada idade simples, pela média das taxas específicas de mortalidade das tabelas de sobrevivência não descartadas dos diversos subgrupos populacionais referentes às três datas consideradas. Essas foram definidas como:

$$ {}_n\overline{m}_{masc,x} = \frac{\sum_{j=1}^{J}\sum_{t=1}^{3}\sum_{x=0}^{100} {}_n m^j{}_{masc,x,t} * P^j_{masc,x,t}}{\sum_{j=1}^{J}\sum_{t=1}^{3}\sum_{x=0}^{100} P^j_{masc,x,t}} $$

$$ {}_n\overline{m}_{fem,x} = \frac{\sum_{j=1}^{J}\sum_{t=1}^{3}\sum_{x=0}^{100} {}_n m^j{}_{fem,x,t} * P^j_{fem,x,t}}{\sum_{j=1}^{J}\sum_{t=1}^{3}\sum_{x=0}^{100} P^j_{fem,x,t}} $$

O GRAF. 4.1 apresenta o resultado dessas médias, que levam as esperanças de vida ao nascer de 64,68 e de 72,79 anos para homens e mulheres, respectivamente. Vale destacar a forte influência das mortes por causas externas na média masculina, em que a "barriga"[16] na curva é facilmente percebida. Como se viu no capítulo anterior, esse fenômeno não pode ser atribuído exclusivamente às capitais dos estados do Sudeste, pois vem-se mostrando presente em várias outras populações, como é o caso de alguns estados do Nordeste, por exemplo Alagoas e Bahia. Entretanto, deve-se apontar, também, para o fato de que municípios, como São Paulo e Rio de Janeiro, têm uma elevadíssima participação na estrutura média do Brasil, uma vez que na sua composição, além dos próprios municípios, foram incluídas as regiões metropolitanas e os estados, como um todo, para os três anos considerados, 1980, 1991 e 1999.[17,18]

Gráfico 4.1
Probabilidade média de morte por idade simples, segundo o sexo



Fonte: Dados da pesquisa.

Outra opção tomada, apesar de não se poder atribuir, diretamente, um significado demográfico a seu resultado, foi a de utilizar a participação (R) da taxa de mortalidade, em cada idade, no somatório geral das taxas em todas as idades. Essa participação será referida

[16] "barriga" é o termo utilizado para definir a ocorrência de um número excessivo de mortalidade nas idades adultas jovens, associado à crescente participação das causas de morte definidas como externas.
[17] No caso específico de São Paulo, ainda foram consideradas as suas regiões de planejamento, onde, sabidamente, algumas delas também destacam-se pelo elevado percentual de mortes por causas externas.
[18] Ressalta-se que, como se verá mais adiante, mesmo a despeito de se adotar como ponto de referência tais curvas, principalmente no caso masculino, foi possível identificar conjuntos consistentes de estruturas de mortalidade para o Brasil.

como peso relativo da mortalidade em determinada idade simples. Tal estratégia foi aplicada em cada subgrupo populacional, assim como na estrutura média calculada.

Estrutura média:

$$ {}_n\overline{R}_{masc,x} = \frac{{}_n\overline{m}_{masc,x}}{\sum_{x=0}^{100} {}_n\overline{m}_{masc,x}} $$

$$ {}_n\overline{R}_{fem,x} = \frac{{}_n\overline{m}_{fem,x}}{\sum_{x=0}^{100} {}_n\overline{m}_{fem,x}} $$

Cada subgrupo populacional:

$$ {}_nR^{j}_{fem,x,t} = \frac{{}_nm^{j}_{fem,x,t}}{{}_n\overline{m}_{fem,x}} $$

$$ {}_nR^{j}_{masc,x,t} = \frac{{}_nm^{j}_{masc,x,t}}{{}_n\overline{m}_{masc,x}} $$

A análise do perfil dos desvios dos pesos relativos da mortalidade entre os subgrupos populacionais e a estrutura média permitirá identificar estruturas distintas de mortalidade. Por sexo, o desvio em cada idade simples, população e ano, será dado por (1-*K*), em que *K*:

$$ {}_nK^{j}_{masc,x,t} = \frac{{}_nR^{j}_{masc,x,t}}{{}_n\overline{R}_{masc,x}} $$

$$ {}_nK^{j}_{fem,x,t} = \frac{{}_nR^{j}_{fem,x,t}}{{}_n\overline{R}_{fem,x}} $$

Calculados os *K* de cada grupo populacional, poder-se-ia pensar em representar graficamente cada uma dessas curvas e buscar, visualmente, organizar os possíveis conjuntos similares. Entretanto, por se tratar de 171 grupos populacionais, desagregados em homens e mulheres, tal estratégia não produziria bons resultados. Daí a opção por trabalhar, primeiramente, com o método de GoM, que poderá identificar, pelo menos inicialmente, os conjuntos similares.

Sabendo, *a priori*, as características gerais dos diversos padrões de mortalidade, agrupou-se a estrutura de mortalidade, até então objeto de análise, ou seja, distribuída em idades simples, em seis grupos de idade, tanto para homens como para mulheres. As taxas de mortalidade dos grupos etários de maior amplitude correspondem à média ponderada das

taxas de mortalidade por idade simples, cujos pesos são as respectivas populações (observadas ou estimadas).

- Menor que um ano – < 1 ano;
- Entre 1 e 14 anos – 1 a 14 anos;
- Entre 15 e 39 anos – 15 a 39 anos;
- Entre 40 e 64 anos – 40 a 39 anos;
- Entre 65 e 84 anos – 65 a 84 anos; e
- De 85 e mais anos – 85 anos e +.

Sendo a variável resposta aqui trabalhada contínua, será preciso construir intervalos que possam categorizá-la de forma a permitir a aplicação do método, preservando a informação contida, ou seja, sem perder a sua significância.

Como a variável resposta, em cada grupo etário, é a relação entre o peso relativo da mortalidade de cada população, num dado tempo *t*, e a média, no mesmo grupo etário, de todas as populações envolvidas em todos os tempos *t* considerados, tem-se que um resultado igual a 1 sinaliza a igualdade entre as duas composições relacionadas. Os intervalos para categorização das variáveis, partindo desse princípio, foram, então, construídos de maneira a poder apontar para composições similares e distintas daquela apresentada pela média. O critério para todas as variáveis foi o de que diferenças de até 5%, acima ou abaixo da média, poderiam ser consideradas muito pequenas e as demais, mais significativas. Assim, os quocientes entre o peso relativo da taxa de mortalidade da população em estudo e aquele da estrutura média usada como referência, foram classificados segundo as seguintes categorias:

1. Menor que 0,95 – composição do subgrupo populacional menor que a média.
2. Igual a 0,95 até 1,00 – composição do subgrupo populacional pouco menor que a média (menor, mas muito similar).
3. Igual a 1,00 até 1,05 – composição do subgrupo populacional pouco maior que a média (maior, mas muito similar).
4. Igual ou maior que 1,05 – composição do subgrupo populacional maior que a média.

Cada subgrupo populacional será formado de doze variáveis, sendo seis referentes aos homens e seis referentes às mulheres.

Para a aplicação do método *Grade of membership* (GoM), foi utilizada a versão 3.4 do pacote GoM, desenvolvido no Departamento de Saúde Pública da Universidade de Yale (EUA), por Burt Singer e Peter Charpentier.

A primeira questão imposta na utilização do método de GoM consiste em determinar o número de perfis extremos para a construção das tipologias. A opção adotada foi a de testar várias possibilidades, analisando os ganhos em termos de interpretação dos perfis construídos. A decisão final foi a de utilizar três perfis extremos, pois a partir desse número, não houve ganhos em termos de interpretação dos perfis construídos, comparativamente àqueles obtidos com os três perfis estabelecidos.

4.3 Resultados da aplicação do método GoM

A TAB. 4.1 apresenta as freqüências absoluta e relativa dos subgrupos populacionais segundo as categorias das variáveis envolvidas, assim como as estimativas de λ_{kjl} para os três perfis extremos considerados. Como já apontado, as características de cada um dos perfis dos subgrupos populacionais são obtidas mediante a comparação entre as estimativas de λ_{kjl} e as freqüências relativas das respostas na mesma categoria.

> Se λ_{kjl} for significativamente maior, isso implica que, a estimativa da probabilidade de um subgrupo populacional, que pertence ao perfil extremo k ter escolhido aquela categoria é significativamente maior do que a estimativa da probabilidade marginal, e se considera que esta categoria seja característica dos subgrupos populacionais do perfil k (SAWYER, et al., 2000).

Considerou-se a significância da estimativa de λ_{kjl} para um determinado perfil se essa fosse maior que 1,2 vez a respectiva freqüência relativa marginal, valor esse adotado em outros trabalhos similares (BARBOSA, 2001 e CERQUEIRA, 2004). As características de cada um dos três perfis foram destacadas em verde na TAB. 4.1 de resultados e sintetizadas no Quadro 4.1.

A partir das características apontadas no Quadro 4.1, pode-se delinear cada um dos perfis, distintamente, segundo as suas características comuns:

Perfil Extremo 1: para os homens, é bem menor o peso da mortalidade nos primeiros dois grupos de idade. A partir daí, a composição é mais parecida com a média, apresentando em algumas situações, pesos superiores, mas significativos, nas idades que vão de 15 a 64 anos.

No caso das mulheres, a composição é mais parecida com aquela encontrada na média, sendo que para os grupos de idade até 1 ano e de 1 a 14 anos encontram-se, também, características de composição bem mais baixa que a média e para o grupo de idade de 15 a 39 anos, contribuições mais altas.

Perfil Extremo 2: O peso da mortalidade é menor que o da média em todos os grupos de idade, com exceção para o de 85 anos e mais, no qual ocorre o inverso; ou seja, o peso na média é maior. Esse padrão é observado tanto para os homens como para as mulheres.

Perfil Extremo 3: Nesse caso, o peso da mortalidade nos dois primeiros grupos de idade é parecido ou maior que na média, principalmente para as mulheres. Para essas, esse comportamento se dá até a idade 84 anos. No último grupo de idade, 85 anos ou mais, tem-se uma inversão: para os homens, a composição a partir dos 15 anos é bem parecida com aquela observada na média.

Tabela 4.1

Freqüências absoluta e relativa, e estimativas de λ_{kjl}, segundo perfis extremos e categorias das variáveis

VARIÁVEIS	CATEGORIAS	FREQÜÊNCIA		LAMBDAS			PERFIS EXTREMOS		
		Absoluta	Relativa	1	2	3	1	2	3
HOMENS									
< 1 ano	< 0,95	115	0,6690	1,0000	1,0000	0,0000	1,4948	1,4948	0,0000
	>=0,95 até 1	8	0,0470	0,0000	0,0000	0,1547	0,0000	0,0000	3,2915
	>=1 até 1,05	4	0,0230	0,0000	0,0000	0,0785	0,0000	0,0000	3,4130
	>= 1,05	45	0,2620	0,0000	0,0000	0,7668	0,0000	0,0000	2,9267
1 a 14 anos	< 0,95	101	0,5870	0,9497	0,9163	0,0000	1,6179	1,5610	0,0000
	>=0,95 até 1	11	0,0640	0,0000	0,0592	0,1187	0,0000	0,9250	1,8547
	>=1 até 1,05	5	0,0290	0,0015	0,0244	0,0549	0,0517	0,8414	1,8931
	>= 1,05	55	0,3200	0,0488	0,0000	0,8264	0,1525	0,0000	2,5825
15 a 39 anos	< 0,95	118	0,6860	0,0000	1,0000	0,9396	0,0000	1,4577	1,3697
	>=0,95 até 1	12	0,0700	0,2675	0,0000	0,0000	3,8214	0,0000	0,0000
	>=1 até 1,05	3	0,0170	0,0000	0,0000	0,0604	0,0000	0,0000	3,5529
	>= 1,05	39	0,2270	0,7325	0,0000	0,0000	3,2269	0,0000	0,0000
40 a 64 anos	< 0,95	112	0,6510	0,0000	1,0000	0,7096	0,0000	1,5361	1,0900
	>=0,95 até 1	26	0,1510	0,3755	0,0000	0,1778	2,4868	0,0000	1,1775
	>=1 até 1,05	20	0,1160	0,3163	0,0000	0,1126	2,7267	0,0000	0,9707
	>= 1,05	14	0,0810	0,3082	0,0000	0,0000	3,8049	0,0000	0,0000
65 a 84 anos	< 0,95	34	0,1980	0,0000	0,3570	0,0851	0,0000	1,8030	0,4298
	>=0,95 até 1	125	0,7270	0,6797	0,6430	0,9149	0,9349	0,8845	1,2585
	>=1 até 1,05	13	0,0760	0,3203	0,0000	0,0000	4,2145	0,0000	0,0000
	>= 1,05								
85 anos e +	< 0,95								
	>=0,95 até 1	29	0,1690	0,5069	0,0000	0,1570	2,9994	0,0000	0,9290
	>=1 até 1,05	101	0,5870	0,4931	0,5110	0,8430	0,8400	0,8705	1,4361
	>= 1,05	42	0,2440	0,0000	0,4890	0,0000	0,0000	2,0041	0,0000
MULHERES									
< 1 ano	< 0,95	104	0,6050	0,8797	1,0000	0,0000	1,4540	1,6529	0,0000
	>=0,95 até 1	5	0,0290	0,1203	0,0000	0,0111	4,1483	0,0000	0,3828
	>=1 até 1,05	9	0,0520	0,0000	0,0000	0,1683	0,0000	0,0000	3,2365
	>= 1,05	54	0,3140	0,0000	0,0000	0,8206	0,0000	0,0000	2,6134
1 a 14 anos	< 0,95	108	0,6280	0,9293	0,9882	0,0000	1,4798	1,5736	0,0000
	>=0,95 até 1	4	0,0230	0,0707	0,0000	0,0239	3,0739	0,0000	1,0391
	>=1 até 1,05	1	0,0060	0,0000	0,0118	0,0000	0,0000	1,9667	0,0000
	>= 1,05	59	0,3430	0,0000	0,0000	0,9761	0,0000	0,0000	2,8458
15 a 39 anos	< 0,95	87	0,5060	0,0000	0,8978	0,0000	0,0000	1,7743	0,0000
	>=0,95 até 1	13	0,0760	0,0022	0,1022	0,0907	0,0289	1,3447	1,1934
	>=1 até 1,05	17	0,0990	0,3285	0,0000	0,0887	3,3182	0,0000	0,8960
	>= 1,05	55	0,3200	0,6693	0,0000	0,8207	2,0916	0,0000	2,5647
40 a 64 anos	< 0,95	81	0,4710	0,0000	0,9036	0,0000	0,0000	1,9185	0,0000
	>=0,95 até 1	27	0,1570	0,2777	0,0964	0,1733	1,7688	0,6140	1,1038
	>=1 até 1,05	27	0,1570	0,4695	0,0000	0,1955	2,9904	0,0000	1,2452
	>= 1,05	37	0,2150	0,2527	0,0000	0,6311	1,1753	0,0000	2,9353
65 a 84 anos	< 0,95	25	0,1450	0,0000	0,3000	0,0000	0,0000	2,0690	0,0000
	>=0,95 até 1	96	0,5580	0,4088	0,7000	0,4257	0,7326	1,2545	0,7629
	>=1 até 1,05	45	0,2620	0,5912	0,0000	0,4522	2,2565	0,0000	1,7260
	>= 1,05	6	0,0350	0,0000	0,0000	0,1220	0,0000	0,0000	3,4857
85 anos e +	< 0,95	6	0,0350	0,0000	0,0000	0,1229	0,0000	0,0000	3,5114
	>=0,95 até 1	52	0,3020	0,4756	0,0000	0,8771	1,5748	0,0000	2,9043
	>=1 até 1,05	107	0,6220	0,5244	0,9158	0,0000	0,8431	1,4723	0,0000
	>= 1,05	7	0,0410	0,0000	0,0842	0,0000	0,0000	2,0537	0,0000

Quadro 4.1
Definição dos três perfis extremos

PERFIL	HOMENS					
	< 1 ano	1 a 14 anos	15 a 39 anos	40 a 64 anos	65 a 84 anos	85 anos e +
PERFIL 1						
< 0,95	*	*				
>=0,95 até 1			*	*		*
>=1 até 1,05				*	*	
>= 1,05			*	*		
PERFIL 2						
< 0,95	*	*	*	*	*	
>=0,95 até 1						
>=1 até 1,05						
>= 1,05						*
PERFIL 3						
< 0,95			*			
>=0,95 até 1	*	*			*	
>=1 até 1,05	*	*	*			*
>= 1,05	*	*				
PERFIL	MULHERES					
	< 1 ano	1 a 14 anos	15 a 39 anos	40 a 64 anos	65 a 84 anos	85 anos e +
PERFIL 1						
< 0,95	*	*				
>=0,95 até 1	*	*		*		*
>=1 até 1,05			*	*	*	
>= 1,05			*			
PERFIL 2						
< 0,95	*	*	*	*	*	
>=0,95 até 1			*		*	
>=1 até 1,05		*				*
>= 1,05						*
PERFIL 3						
< 0,95						*
>=0,95 até 1						*
>=1 até 1,05	*			*	*	
>= 1,05	*	*	*	*	*	

Uma vez definidos os perfis extremos, o próximo passo consiste em verificar como cada um dos subgrupos populacionais se posicionou em relação a cada um dos três perfis construídos a partir dos escores de GoM. Como já apresentado, foram utilizadas as expressões *booleanas*, que possibilitam a definição dos tipos "puros" e "mistos". A TAB. 6.3 mostra a distribuição dos subgrupos populacionais segundo a tipologia empregada por meio das expressões. SAWYER et al. (2000) apontam que:

> *...podem ser interpretados como se houvesse um espaço tridimensional. As pessoas que pertencem aos perfis extremos constituem os eixos e os demais constituem os seus respectivos entorno: aqueles classificados como 'predominantes do perfil' estando muito próximos e os mistos se direcionando aos outros dois perfis, conforme o grau de pertinência a eles*.

Tabela 4.2
Distribuição dos subgrupos populacionais, segundo a predominância de perfis

PREDOMINÂNCIA DE PERFIL	FREQÜÊNCIA	PERCENTUAL
Misto sem predomínio (amorfo)	6	3,51
Predominante 1	21	12,28
Misto 1 e 2	6	3,51
Misto 1 e 3	5	2,92
Predominante 2	59	34,50
Misto 2 e 1	11	6,43
Misto 2 e 3	10	5,85
Predominante 3	30	17,54
Misto 3 e 1	10	5,85
Misto 3 e 2	13	7,60
Total	171	100,00

Fonte: Dados da pesquisa.

Os resultados mostram que cerca de 64% dos subgrupos populacionais classificaram-se como tendo características predominantemente de um dado perfil extremo, sendo que a de maior prevalência seria o Perfil 2. Entre os demais, 33% encontram-se classificados nos chamados "perfis mistos", que, como o próprio nome exprime, assimila características estabelecidas em mais de um dos perfis extremos. Além disso, existem seis subgrupos

populacionais, denominados “amorfos”, que não puderam ser classificados em nenhum dos perfis, sejam eles extremos (predominantes) ou mistos.

Todos os perfis são apresentados graficamente no Anexo **11**, volume II. Trazem a representação dos seis grupos de idade para as categorias criadas. Os seis primeiros pontos referem-se aos grupos etários do sexo masculino e os demais, aos grupos etários do sexo feminino.

4.4 Identificação dos padrões de mortalidade

A partir de uma da análise mais detalhada, buscou-se estabelecer um número menor de grupos com padrões semelhantes, pois não seria desejável trabalhar com tantos perfis. A representação gráfica desses resultados já sugeria que isto seria factível e aconselhável, pois os perfis mistos, na medida em que incorporam semelhanças com mais de um perfil extremo, poderiam, perfeitamente, ser incorporados àqueles com os quais tivessem mais similaridade ou mesmo poderiam, criar, junto com outros perfis mistos, novos padrões. Tal procedimento, de mera observação e tentativa, culminou na determinação de cinco “padrões” mais bem definidos, denominados A, B, C, D e E, além de um sexto grupo, F, classificado de “restantes”. As esperanças de vida ao nascer, observada e ajustada, dessas populações encontram-se no Anexo **12**, volume II.

Considerando os grupos populacionais que entraram na constituição de cada um dos 6 “padrões”, foi possível estabelecer as seguintes características quanto à sua estrutura de mortalidade, alocação espacial e temporal:

Padrão A: A maioria das distribuições de mortalidade diz respeito ao ano de 1980, compondo-se das capitais e regiões metropolitanas dos estados da região Norte e estados e regiões metropolitanas da região Sudeste, o que permite inferir que não se trata um padrão recente. As poucas estruturas de mortalidade de 1999 referem-se, basicamente, a estados da região nordeste.

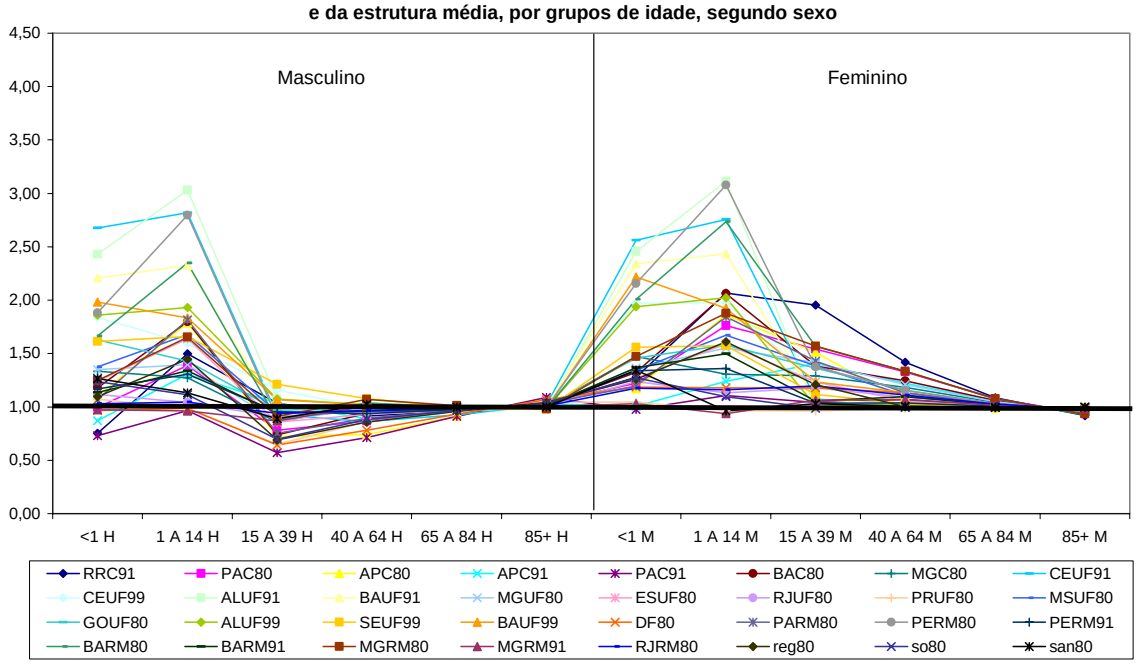
No caso do *padrão A***,** chama atenção o maior peso relativo da mortalidade feminina, em relação à média, nos quatro primeiros grupos etários. A partir dos 65 anos, as diferenças são bem menores, chegando a inverter de forma insignificante no último grupo de idade.

Para os homens, observam-se pesos relativos mais elevados apenas até a idade de 14 anos, quando os pesos relativos da média passam a apresentar pesos maiores.

Quadro 4.2
Padrão A - grupos populacionais componentes

PADRÃO A	
UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Minas Gerais 80
	Espírito Santo 80
	Rio de Janeiro 80
	Paraná 80
	Mato Grosso do Sul 80
	Goiás 80
	Distrito Federal 80
	Ceará 91
	Ceará99
	Alagoas 91
	Alagoas 99
	Bahia 91
	Bahia 99
	Sergipe 99
CAPITAIS	Macapá 80
	Macapá 91
	Belém 80
	Belém 91
	Salvador 80
	Boa Vista 91
	Belo Horizonte 80
REGIÕES METROPOLITANAS	Belém 80
	Recife 80
	Recife 99
	Salvador 80
	Salvador 99
	Belo Horizonte 80
	Belo Horizonte 99
	Rio de Janeiro 80
REGIÕES ADMINISTRATIVAS DE SÃO PAULO	Registro 80
	Sorocaba 80
	Santos 80

Gráfico 4.2
Padrão A - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo



Padrão B: Tipicamente um padrão de mortalidade nordestina mais recente. Engloba estados e capitais desta região nos anos de 1991 e 1999, com maior concentração das capitais.

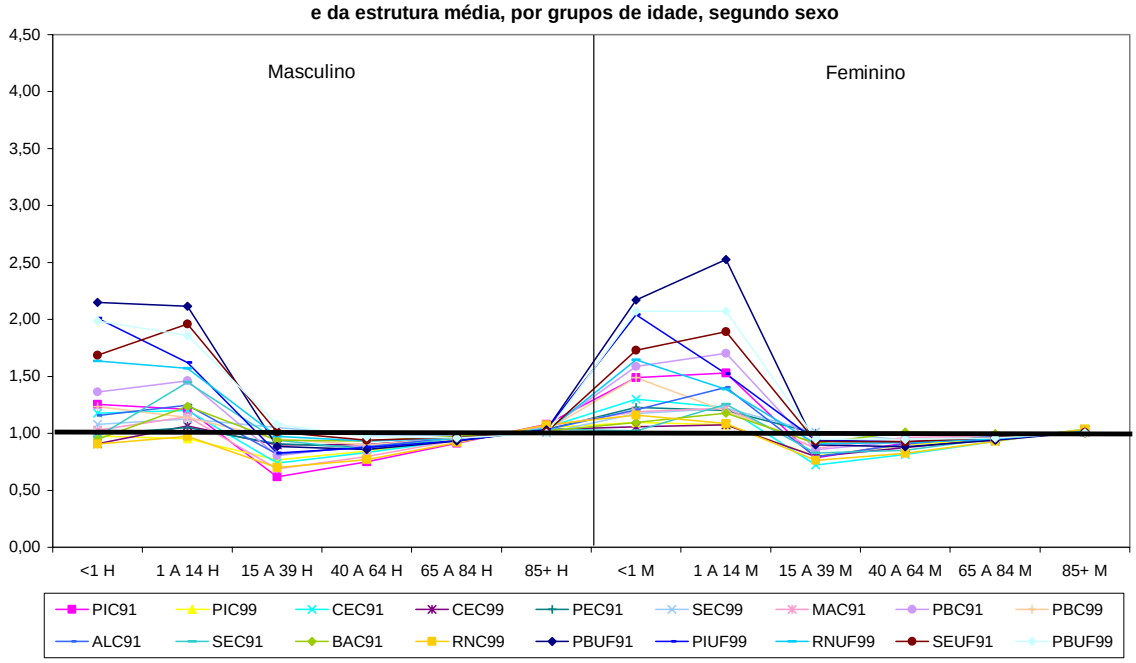
Quanto às características dadas pelas estruturas de mortalidade, tem-se que no caso dos homens, guarda relativa semelhança com o *padrão A*, na medida em que se notam pesos relativos mais elevados até a idade de 14 anos, quando então a média passa a apresentar pesos maiores. Deve-se destacar, ainda, que, para as mulheres, o padrão é similar ao dos homens.

Ressalta-se que os *padrões A* e *B* são aqueles que apresentam os pesos relativos mais elevados da mortalidade infantil, em relação aos da média, entre os meninos e entre as meninas. Como se verá, nos demais padrões ocorre o inverso.

Quadro 4.3
Padrão B - grupos populacionais componentes

PADRÃO B	
UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Paraíba 91 Paraíba 99 Piauí 99 Rio Grande do Norte 99 Sergipe 91
CAPITAIS	Teresina 91 Teresina 99 Fortaleza 91 Fortaleza 99 Natal 99 Recife 91 Aracaju 91 Aracaju 99 Maceió 91 São Luís 91 João Pessoa 91 João Pessoa 99 Salvador 91
REGIÕES METROPOLITANAS	
REGIÕES ADMINISTRATIVAS DE SÃO PAULO	

Gráfico 4.3
Padrão B - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo



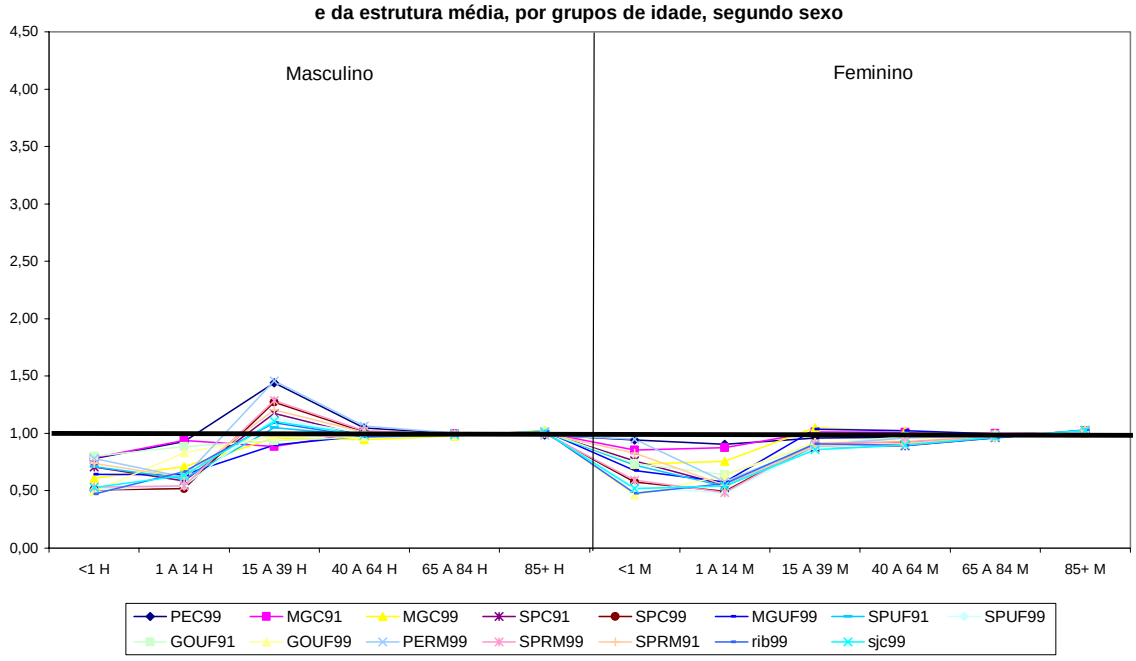
Padrão C: Padrão de mortalidade recente, concentra as estruturas de mortalidade de São Paulo (estado, capital e região metropolitana), e tem ainda, a participação de Minas Gerais (estado e capital) e Goiás (apenas estado), todas referentes aos anos de 1991 e/ou 1999..

Com reduzido peso relativo nas primeiras idades, em comparação á média, esse padrão distingue-se dos demais pela elevada sobremortalidade adulta dos homens, até ao redor de 40 anos, e pela grande semelhança, entre as mulheres, com o padrão médio, com exceção das primeiras idades, onde o peso da mortalidade é menor, diferentemente dos dois padrões anteriores.

Quadro 4.4
Padrão C - grupos populacionais componentes

PADRÃO C	
UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Minas Gerais 99 São Paulo 91 São Paulo 99 Goiás 91 Goiás 99
CAPITAIS	Recife 99 Belo Horizonte 91 Belo Horizonte 99 São Paulo 91 São Paulo 99
REGIÕES METROPOLITANAS	Recife 99 São Paulo 91 São Paulo 99
REGIÕES ADMINISTRATIVAS DE SÃO PAULO	Ribeirão Preto 99 São José dos Campos 99

Gráfico 4.4
Padrão C - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo



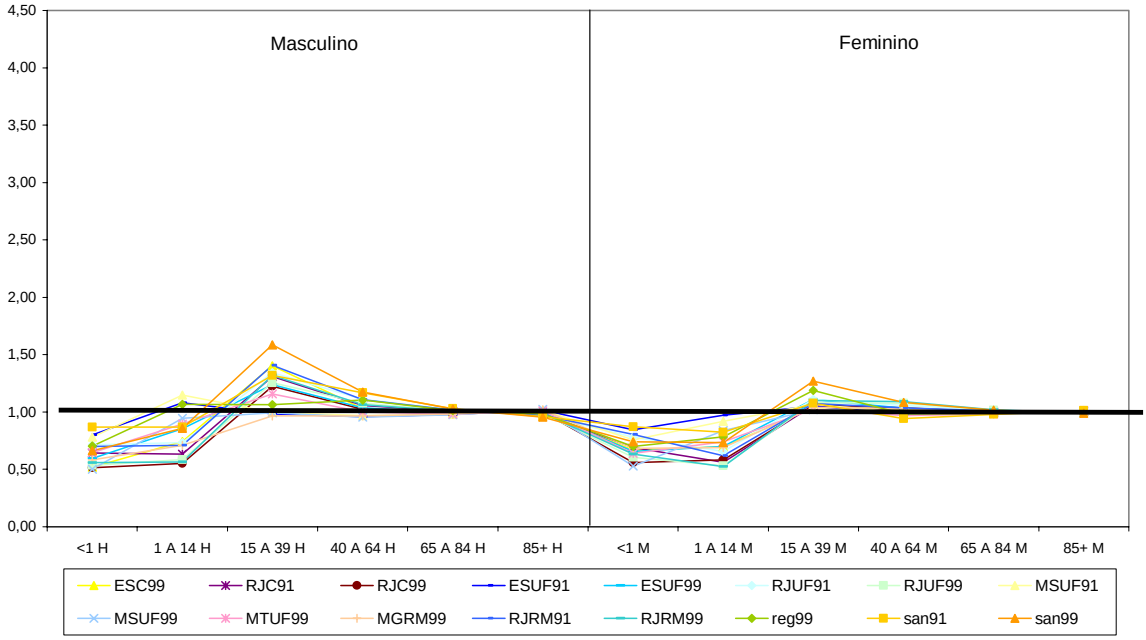
Padrão D: O estado do Rio de Janeiro, sua capital e região metropolitana têm forte presença nesse padrão, de mortalidade recente. Incluem-se, ainda, entre outros, o estado do Espírito Santo e capital, os estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Todas as estruturas de mortalidade, nesse grupo, referem-se a 1991 e/ou 1999, com predominância deste último ano.

O padrão D, à primeira vista, parece apresentar distribuição dos pesos muito parecido com o padrão C, apontando, no entanto, algumas peculiaridades. Para homens, entre 15 e 64 anos o peso da mortalidade é bem maior do que aquele do padrão médio. Entre as mulheres, por outro lado, a sobre-mortalidade feminina, se tomada como indicada pelo quociente entre os seus pesos relativos e aqueles da média feminina, é menor do que a sobremortalidade masculino, entre 15 e 64 anos.

Quadro 4.5
Padrão D - grupos populacionais componentes

PADRÃO D	
UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Espírito Santo 91 Espírito Santo 99 Rio de Janeiro 91 Rio de Janeiro 99 Mato Grosso do Sul 91 Mato Grosso do Sul 99 Mato Grosso 99
CAPITAIS	Vitória 99 Rio de Janeiro 91 Rio de Janeiro 99
REGIÕES METROPOLITANAS	Belo Horizonte 99 Rio de Janeiro 91 Rio de Janeiro 99
REGIÕES ADMINISTRATIVAS DE SÃO PAULO	Registro 99 Santos 91 Santos 99

Gráfico 4.5
Padrão D - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo



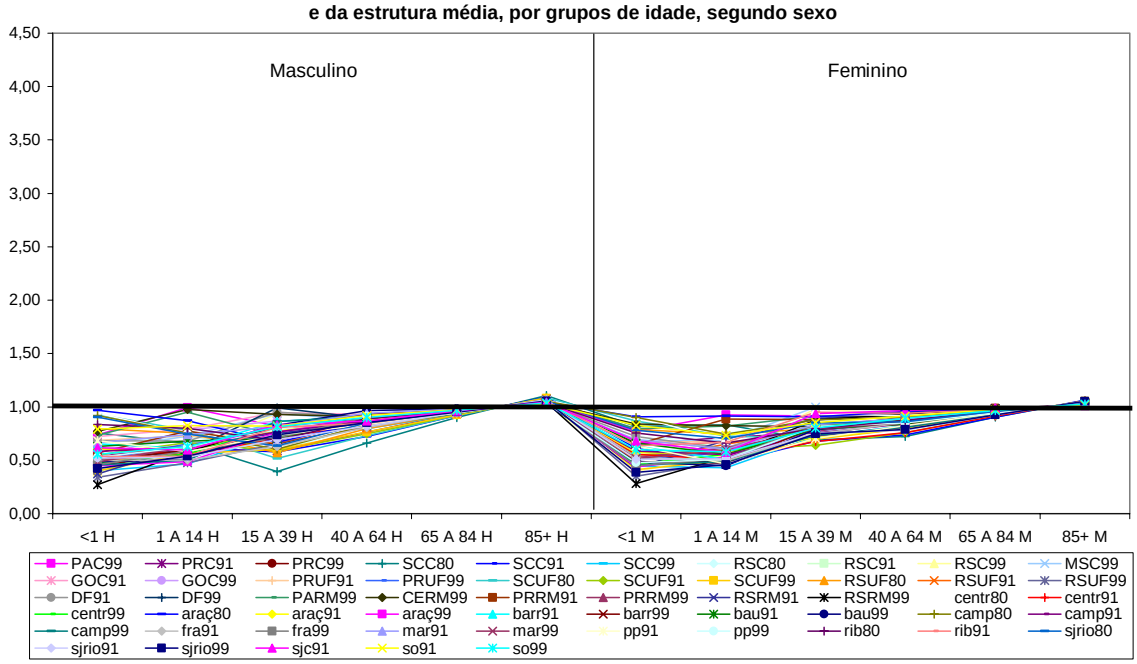
Padrão E: Concentra, em sua maioria, estruturas de mortalidade, em 1991 e 1999, dos estados, capitais e regiões metropolitanas da região Sul, além de um número significativo de regiões administrativas do estado de São Paulo.

Esse distinto padrão mostra peso relativo de mortalidade das populações que o compõem inferior em quase todos os grupos de idade, comparativamente à média, com exceção apenas do grupo de idade de 85 anos ou mais, onde se observa uma quase imperceptível inversão.

Quadro 4.6
Padrão E - grupos populacionais componentes

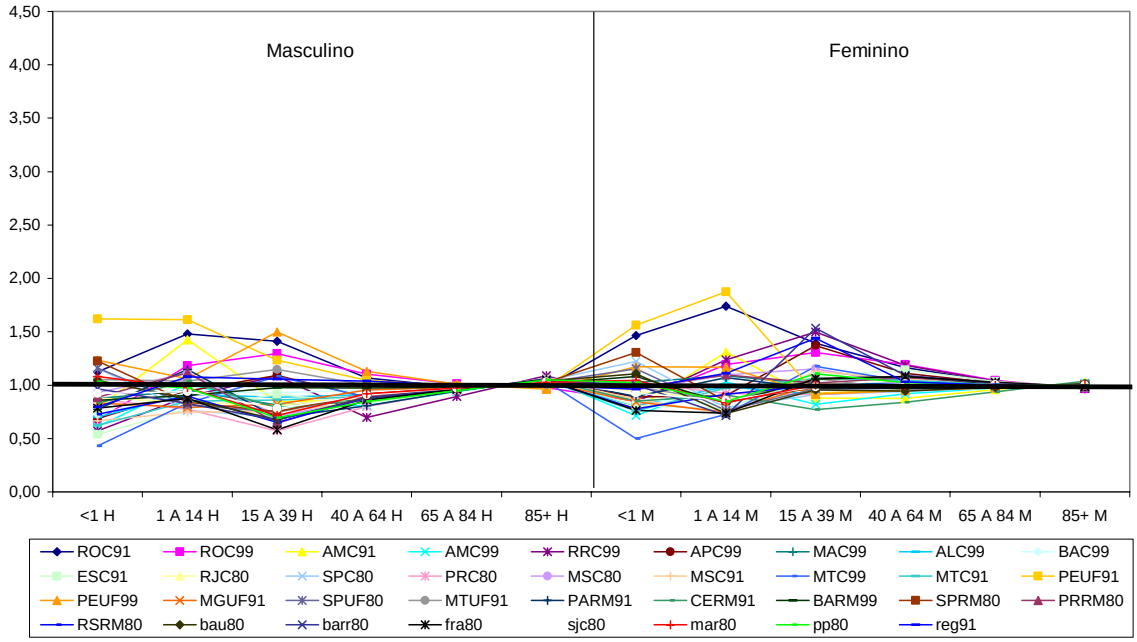
PADRÃO E	
UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Paraná 91
	Paraná 99
	Santa Catarina 80
	Santa Catarina 91
	Santa Catarina 99
	Rio Grande do Sul 80
	Rio Grande do Sul 91
	Rio Grande do Sul 99
	Distrito Federal 91
	Distrito Federal 99
CAPITAIS	Belém 99
	Curitiba 91
	Curitiba 99
	Florianópolis 80
	Florianópolis 91
	Florianópolis 99
	Porto Alegre 80
	Porto Alegre 91
	Porto Alegre 99
	Campo Grande 99
	Goiânia 91
	Goiânia 99
REGIÕES METROPOLITANAS	Belém 99
	Fortaleza 99
	Curitiba 91
	Curitiba 99
	Porto Alegre 91
	Porto Alegre 99
REGIÕES ADMINISTRATIVAS DE SÃO PAULO	Central 80
	Central 91
	Central 99
	Araçatuba 80
	Araçatuba 91
	Araçatuba 99
	Barretos 91
	Barretos 99
	Bauru 91
	Bauru 99
	Campinas 80
	Campinas 91
	Campinas 99
	Franca 91
	Franca 99
	Marília 91
	Marília 99
	Presidente Prudente 91
	Presidente Prudente 99
	Ribeirão Preto 80
	Ribeirão Preto 91
	São José do Rio Preto 80
	São José do Rio Preto 91
	São José do Rio Preto 99
	São José dos Campos 91
	Sorocaba 91
	Sorocaba 99

Gráfico 4.6
Padrão E - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo



Padrão F: As estruturas de mortalidade das populações que compõem esse grupo não puderam ser classificadas em nenhum dos padrões anteriores, mas, também não apresentaram um padrão comum. É, portanto, denominado de padrão "amorfo" e representaria "os outros".

Gráfico 4.7
Padrão F - Quociente entre os pesos relativos da taxa de mortalidade das populações em questão e da estrutura média, por grupos de idade, segundo sexo



Quadro 4.7
Padrão F - grupos populacionais componentes

PADRÃO F	
UNIDADES DA FEDERAÇÃO	Pernambuco 91 Pernambuco 99 Minas Gerais 91 São Paulo 80 Mato Grosso 91
CAPITAIS	Porto Velho 91 Porto Velho 99 Manaus 91 Manaus 99 Bela Vista 99 Macapá 99 São Luís 99 Maceió 99 Salvador 99 Vitória 91 Rio de Janeiro 80 São Paulo 80 Curitiba 80 Campo Grande 80 Campo Grande 91 Cuiabá 91 Cuiabá 99
REGIÕES METROPOLITANAS	Belém 91 Fortaleza 91 Salvador 99 São Paulo 80 Curitiba 80 Porto Alegre 80
REGIÕES ADMINISTRATIVAS DE SÃO PAULO	Bauru 80 Barretos 80 Franca 80 São José dos Campos 80 Marília 80 Presidente Prudente 80 Registro 91

4.5 Conclusão

A análise dos resultados obtidos permite inferir sobre a existência de diferentes padrões de mortalidade no Brasil. O exame das diversas sub-populações que contribuíram para a constituição dos diferentes padrões leva à conclusão da existência de dois elementos básicos fundamentais: o espacial e o temporal. Praticamente cada padrão concentra a experiência de mortalidade de determinados espaços geográficos, porém em determinado tempo. Os padrões identificados estão a apontar para distintas etapas evolutivas das

estruturas de mortalidade. As sub-populações analisadas teriam transitado, através do tempo, entre padrões diferentes.

Foram identificados cinco padrões assim compostos: **Padrão A** – estados de Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, Paraná, Mato Grosso do Sul, Goiás e Distrito Federal, em 1980, Ceará, Alagoas e Bahia, em 1991, e, Ceará, Alagoas, Sergipe e Bahia, em 1999; capitais dos estados do Pará, Amapá, Bahia e Minas Gerais, em 1980, de Roraima, Amapá e Pará, em 1991; regiões metropolitanas de Belém e Rio de Janeiro, em 1980, de Recife, Salvador e Belo Horizonte, em 1980 e 1991; regiões administrativas de Registro, Sorocaba e Santos, em 1980. **Padrão B –** estados da Paraíba e Sergipe, em 1991, da Paraíba, Piauí e Rio Grande do Norte, em 1999; capitais dos estados de Pernambuco, Maranhão, Alagoas e Sergipe, em 1991, do Piauí, Ceará, Sergipe e Paraíba, em 1991 e 1999, e do Rio Grande do Norte, em 1999. **Padrão C** – estados de Minas Gerais, em 1999, de São Paulo e Goiás, em 1991 e 1999; capital do estado de Pernambuco, em 1999, de Minas Gerais e São Paulo, em 1991 e 1999; regiões metropolitanas de Recife e de São Paulo, em 1991 e 1999; regiões administrativas de Ribeirão Preto e São José dos Campos, em 1999. **Padrão D** – estados do Espírito Santo, Rio de Janeiro e Mato Grosso do Sul, em 1991 e 1999, Mato Grosso, em 1999; capital do Espírito Santo, em 1999, do Rio de Janeiro, em 1991 e 1999; região metropolitana de Belo Horizonte, em 1999, do Rio de Janeiro, em 1991 e 1999; regiões administrativas de Registro, em 1999, Santos em 1991 e 1999. **Padrão E** – estados do Paraná e Distrito Federal, em 1991 e 1999, de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, em 1980, 1991 e 1999; capitais dos estados do Pará e Mato Grosso do Sul, em 1999, do Paraná e Goiás, em 1991 e 1999, de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, em 1980, 1991 e 1999; regiões metropolitanas de Belém e Fortaleza, em 1991, regiões metropolitanas de Curitiba e Porto Alegre, em 1991 e 1999; regiões administrativas de Ribeirão Preto, em 1980 e 1991, Barretos, Bauru, Franca, Marília, Presidente Prudente e Sorocaba, em 1991 e 1999, Central, Araçatuba, Campinas e São José dos Campos, em 1980, 1991 e 1999.

O detalhamento dos padrões aponta, portanto, para dois grandes grupos com características díspares. No primeiro caso, os chamados "padrões regionais contemporâneos", representados pelos **padrões B, C**, e **E**, que podem ser referenciados regionalmente. O **padrão B**, tipicamente nordestino, composto por estados e, principalmente, capitais dos seus estados, apresenta pesos relativos elevados de mortalidade nas primeiras idades e nas idades jovens. Caracteriza-se como um padrão de mortalidade recente mo Nordeste. O

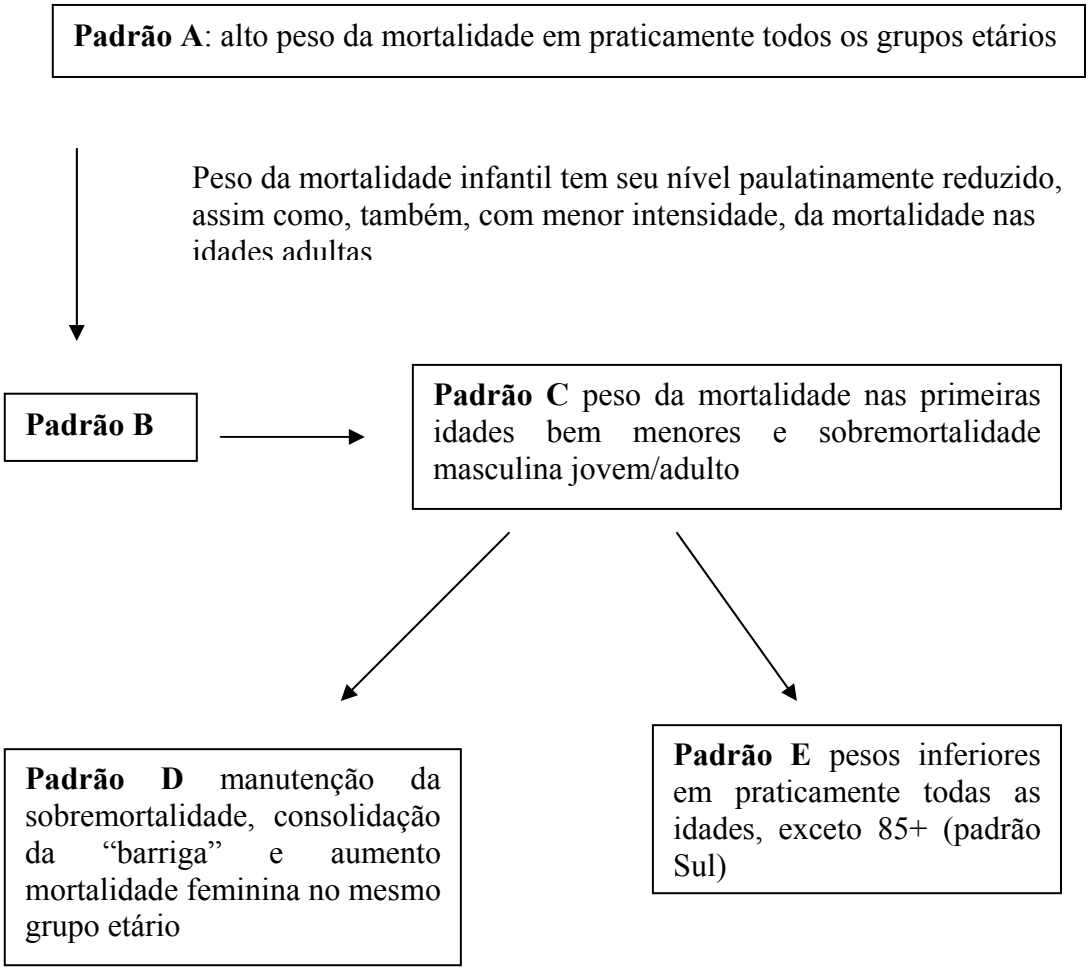
padrão C aponta para a mortalidade, também recente, no estado de São Paulo (estado, capitais e regiões metropolitanas), com peso relativo inferior de mortalidade nas primeiras idades e significativo na mortalidade masculina entre as idades de 15 a 39 anos. O **padrão E**, que concentra estados e capitais da região Sul, e diversas regiões administrativas do estado de São Paulo, destaca-se dos demais, por apresentar baixo peso relativo de mortalidade em praticamente todas as idades, com exceção apenas das últimas idades. Padrão tipicamente esperado em regiões mais desenvolvidas e de melhores condições de vida.

No segundo caso, os chamados "padrões de evolução temporal", representados pelos **padrões A** e **D**, estariam apontando etapas das transformações ocorridas no nível e estrutura da mortalidade no Brasil ao longo das últimas décadas. Essas seriam compostas não apenas pelos "padrões de evolução temporal", mas, também, pelos "padrões regionais contemporâneos", detalhadas no Diagrama 1, que estariam assim organizadas: inicialmente, parte-se de um padrão de alto peso da mortalidade em praticamente todas as idades, referente a período de tempo mais remoto, representado pelo **padrão A**. Com o passar do tempo, o peso da mortalidade infantil tem seu nível paulatinamente reduzido, assim como, também, com menor intensidade, da mortalidade nas idades adultas, apontando para o **padrão B**. Em seguida, ter-se-ia o **padrão C**, com peso da mortalidade nas primeiras idades bem menores, assim como das demais idades, com exceção para os jovens/adultos do sexo masculino, devido à sobremortalidade, em função das causas externas, com a conformação da denominada "barriga". A partir desse momento, poder-se-ia pensar em duas possíveis trajetórias de mortalidade. A primeira, dada pelo **padrão D**, com a manutenção do maior peso da mortalidade no grupo etário de 15 a 39 anos, consolidando-se a "barriga", e também, com aumento expressivo do peso da mortalidade feminina no mesmo grupo de idade. A segunda, pelo **padrão E**, representando a experiência de mortalidade do Sul, com pesos inferiores em praticamente todas as idades, com exceção apenas para aquelas acima de 80 anos.

A procura pela identificação dos padrões de mortalidade no Brasil não termina aqui. A experiência dessa tese mostrou, mais uma vez, a complexidade de se trabalhar com tema tão instigante e minucioso. Os resultados encontrados remetem, nesse momento, a refletir, ainda mais sobre alguns procedimentos empregados ao longo do desenvolvimento da tese, apontando a necessidade de retomar alguns pontos, mais detalhadamente. É o caso

específico dos procedimentos de junção entre as estimativas de mortalidade das primeiras idades e as demais. A suposição da concentração de sub-registro apenas nas primeiras idades pode não responder adequadamente a situações como aquelas vivenciadas nos estados e capitais do Nordeste, o que poderia inviabilizar a consistência do padrão B identificado. Pretende-se, desta forma, estudar, mais detalhadamente, as implicações da suposição utilizada, trabalhando um pouco mais sobre essa questão, buscando, talvez, procedimentos alternativos para junção das referidas curvas.

Diagrama 1
Etapas das transformações no nível e estrutura de mortalidade no Brasil



Os perfis, aqui estabelecidos, fornecem uma primeira idéia de como poderiam estar agrupados comportamentos semelhantes de mortalidade. Entretanto, esses foram construídos a partir dos pesos relativos das taxas de morte, que representavam médias de 6 grupos etários de considerável amplitude, com exceção do primeiro. Poderia ocorrer que,

com o conjunto de probabilidades de morte por idade simples, os padrões apresentassem algumas peculiaridades distintas, quando assim tratados. Torna-se premente, portanto, estudar, com maior afinco, os padrões assim identificados.

Além disso, tem-se como objetivo último a construção de tábuas-modelo de mortalidade, através da análise sistemática desses padrões de mortalidade observados e do descobrimento e exploração das características comuns entre eles.

5 BIBLIOGRAFIA

BARBOSA, L. M. *Perfis de vulnerabilidade ao risco de contrair o HIV nas regiões Nordeste e Sudeste brasileiras*: aspectos individuais e da comunidade. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2001, 158p.

BERKMAN, L., SINGER, B. MANTON, K. Black/white differences in health status and mortality among the elderly. *Demography*, v.26, n.4, p.661-678, Nov. 1989.

BIANCHINI, Zélia M. A cobertura da população brasileira no Censo 2000. *Vou te contar*: a Revista do Censo 2000, n.4, dez. 2000. Seção Ponto de vista: com a palavra, a diretora adjunta de pesquisa, Zélia Bianchini, p. 33-34.

BOURGEOIS-PICHAT, J. De la mesure de la mortalité infantile. *Population*, v.1, n.1, p.53-68, jan./mars 1946.

BOURGEOIS-PICHAT, J. La mesure de la mortalité infantile: II. les causes de décès. *Population*, v.6, n.3, p.459-480, juil./sept. 1951.

BRASIL. Ministério da Saúde. *Banco de dados dos Sistemas de Informações sobre Mortalidade e Nascidos Vivos* (SINASC) – 1996 a 2000. Brasília: Ministério da saúde, 2002. (Disponível em CD-ROM).

BRASIL. Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. *Saúde Brasil 2004*: uma análise da situação de saúde. Brasília: Ministério da Saúde, 2004: 364p. (Série G. Estatística e Informação em Saúde)

BRASIL. Ministério da Saúde. *Sistema de informações sobre mortalidade, 1979*–1998, dados de declaração de óbitos. Brasília: Ministério da saúde, 2000. (Disponível em CD-ROM)

BRASS, W. *A simple approximation for age time-location of estimates of child mortality from proportions death by age of mother*. London: Center of Population Studies, London School of Hygiene and Tropical Medicine, 1981. (Mimeogr.)

BRASS, William *et al. The demography of tropical Africa*. Princeton, N.J.: Princeton University, 1968. 539p.

CAMARGO, A. B. M. *Mortalidade por causas externas no estado de São Paulo e suas regiões*. 2002. 227f. Tese (Doutorado) - Faculdade de Saúde Pública. São Paulo; Universidade de São Paulo, 2002.

CARVALHO, J. A. M., PINHEIRO, S. M. G. *Fecundidade e mortalidade no Brasil*: 1970/1980. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 1986. 151p. (Relatório de pesquisa/CEDEPLAR)

CERQUEIRA, C. A. *Tipologia e características dos estabelecimentos escolares brasileiros*. 2004. 295f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

CÉSAR, I. A., RODRIGUES, R. N. A transição epidemiológica no Recife 1929-1990. In: ENCONTRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 9, 1994, Caxambu. *Anais*. Belo Horizonte: ABEP, 1994. v.1. p.23-41.

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

COALE, A. J., DEMENY, P. *Regional model life tables and stable populations*. Princeton, N.J.: Princeton University, 1966. 871p.

FABRO, J. A. *Sistemas nebulosos*. 1996. Disponível em: <http:/www.dcc.unioeste-foz.br/~jfabro/cap0023.html>. Acesso em: 06 jul. 2001.

FORFAR. D. O., SMITH, D. M. The changing shape of English life table. *Transactions of the Faculty of Actuaries*, v.40, n.1, p.98-133, 1987.

GOMPERTZ, B. On the Natural and political observations mentioned. *Philosophical Transactions*, v.27, p.513-85, 1825.

GRAUNT, J. Natural and political observations mentioned in a following index, and made upon the bills of mortality. London, 1662. (Republished with an Introduction by B. Benjamin in the *Journal of the Institute of Actuaries*, n.90, p.1-61, 1964.

HALLEY, E. An estimate of the degrees of the mortality of mankind. *Philosophical Transactions,* v.17, p.596-610, 653-656, 1693.

HARTMANN, M. Past and recent attempts to model mortality at all ages. *Journal of Official Statistics*, v.3, n.1, p.19-36, 1987.

HELIGMAN, L., POLLARD J. H. The age pattern of mortality. *Journal of the Institute of Actuaries*, v.107, Part.1, n.434, p.49-80, 1980.

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

IBGE. *Censo demográfico de 1991*: situação demográfica, social e econômica: primeiras considerações. Rio de Janeiro: IBGE, 1995.

IBGE. *Censo demográfico*. Rio de Janeiro: IBGE, 1970, 1980, 2000.

IBGE. *Síntese de indicadores sociais 2000*. Rio de Janeiro: IBGE, 2001. 365p. (Estudos e pesquisas. Informação demográfica e socioeconômica; n.5)

KEYFITZ, N. A life table that agrees with the data. *Journal of the American Statistical Association*, v.61, n.314, p.305-312, 1966.

KOTASKI, A. A comparison of the age patterns of mortality in Sweden and Greece. Sweden: Department of Statistics, University of Lund, 1985. (Report, Coden: Lusadg/SAST-3107 / 1-13)

KOTASKI, A., *Contributions to the methodology and application of the Heligman-Pollard formula*. Sweden: Department of Statistics, University of Lund, 1988.

KOTASKI, A. The Heligman-Pollard formula as a technique for expanding an abridges life table. Department of Statistics, University of Lund, Sweden, 1987. (Report, Coden: Lusadg/SAST – 3116 / 1-15)

KOTASKI, A. Methodology and applications of the Heligman-Pollard formula. Sweden Department of Statistics, University of Lund, 1992b.

KOTASKI, A. A nine parameter version of the Heligman-Pollard formula. *Mathematical Population Studies*, v.34, n.4, p.277-288, 1992a.

MACHADO, C. J. *Perfis de morbidade infantil no estado de São Paulo*, 1994: uma aplicação de Grade of Membership à análise de causas múltiplas de morte. 1997. 126p. Dissertação (Mestrado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1997.

MAKEHAM, W. M. On the law of mortality and the construction of annuity tables. *The Assurance Magazine and Journal of the Institute of Actuaries*, v.8, p.301-10, 1860.

MANTON, K. G., WOODBURY, M. A., TOLLEY, H. D. *Statistical applications using fuzzy sets*. New York: John Wiley, 1994. 312p.

MARTEN, J. T. Report on the Census of India, 1921. Calcutta: Indian Census, 1924, p. 48-49.

MINAYO, M. C. S., SOUZA, E. R. Violência para todos. *Cadernos de Saúde Pública*, v.9, n.1, p.65-78, jan./mar. 1993.

MINAYO, M. C. S. A violência social sob a perspectiva da saúde pública. *Cadernos de Saúde Pública*, v.10, Supl.1, p.7-18, 1994.

MODE, C., BUSBY, R. An eight parameter mode of human mortality: the single decrement case. *Bulletin of Mathematical Biology*, v.44, p.647-659, 1982.

MYERS, R. J. Errors and Bias in the reporting of ages in census data. *Transactions of Actuarial Society of America*, v.41, n.104, p. 411-415, 1940.

NACIONES UNIDAS. Modelos de mortalidad por sexo y edad, tablas de mortalidad para países insuficientemente desarrollados. Nueva York, Naciones Unidas, 1963, 55p. (Estudios sobre Población; n.22)

NACIONES UNIDAS. Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo. Nueva York: Naciones Unidas, 1983. (Estudios Demográficos; n.77) (ST/ESA/SER.A/77)

PAES, N. A. Model life table representation for Brazilian mortality. Thesis (PhD) - Faculty of Medicine, London School of Hygiene and Tropical Medicine, University of London, 1993.

SAWYER, D., FIGOLI, M. G. B., RODRIGUES, R. N., GARCIA, R. A. Caracterização dos tipos de doadores de sangue em Belo Horizonte: heterogeneidade do homogêneo. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 10, 2000, Caxambu, MG. *Anais.* Belo Horizonte: ABEP, 2000. (Disponível em CD)

Livros Grátis

(http://www.livrosgratis.com.br)

Milhares de Livros para Download:

Baixar livros de Administração
Baixar livros de Agronomia
Baixar livros de Arquitetura
Baixar livros de Artes
Baixar livros de Astronomia
Baixar livros de Biologia Geral
Baixar livros de Ciência da Computação
Baixar livros de Ciência da Informação
Baixar livros de Ciência Política
Baixar livros de Ciências da Saúde
Baixar livros de Comunicação
Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE
Baixar livros de Defesa civil
Baixar livros de Direito
Baixar livros de Direitos humanos
Baixar livros de Economia
Baixar livros de Economia Doméstica
Baixar livros de Educação
Baixar livros de Educação - Trânsito
Baixar livros de Educação Física
Baixar livros de Engenharia Aeroespacial
Baixar livros de Farmácia
Baixar livros de Filosofia
Baixar livros de Física
Baixar livros de Geociências
Baixar livros de Geografia
Baixar livros de História
Baixar livros de Línguas

Baixar livros de Literatura
Baixar livros de Literatura de Cordel
Baixar livros de Literatura Infantil
Baixar livros de Matemática
Baixar livros de Medicina
Baixar livros de Medicina Veterinária
Baixar livros de Meio Ambiente
Baixar livros de Meteorologia
Baixar Monografias e TCC
Baixar livros Multidisciplinar
Baixar livros de Música
Baixar livros de Psicologia
Baixar livros de Química
Baixar livros de Saúde Coletiva
Baixar livros de Serviço Social
Baixar livros de Sociologia
Baixar livros de Teologia
Baixar livros de Trabalho
Baixar livros de Turismo