

Francismara Fernandes Guerra

**Viveremos realmente tanto quanto pensamos?**  
**Um estudo sobre medidas de longevidade**

Belo Horizonte, MG  
UFMG/CEDEPLAR  
2010

Francismara Fernandes Guerra

## **Viveremos realmente tanto quanto pensamos?**

### **Um estudo sobre medidas de longevidade**

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

Orientadora: Moema Golçaves Bueno Fígoli

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG  
2010

*“(...) Cumpriu sua sentença e encontrou-se com o único mal irremediável, aquilo que é a marca de nosso estranho destino sobre a Terra, aquele fato sem explicação que iguala tudo o que é vivo num só rebanho de condenados, porque tudo o que é vivo, morre (...)”*  
*Ariano Suassuna em “Auto da Compadecida”*

## *AGRADECIMENTOS*

Primeiramente, agradeço a Deus por ter me dado a oportunidade de estar no mundo.

À minha família, principalmente a minha mãe Selma, agradeço todo o amor, carinho, compreensão e respeito.

Aos amigos que fiz durante esses meses de estudo e luta agradeço toda a ajuda e o companheirismo, podemos agora dizer: chegamos lá.

Meus agradecimentos especiais a minha orientadora Profa. Dra. Moema Gonçalves Bueno Fígoli e aos membros da banca examinadora Prof. Dr. Cássio Maldonado Turra e Prof. Dr. Carlos Eugênio de Carvalho Ferreira por serem gentis, sinceros e justos.

Tenho muito a agradecer e a muitas pessoas. Não cito nomes para não ser injusta com pessoas que me auxiliaram até onde já cheguei...

Mas gostaria de agradecer a paciência, a prontidão e o amor dedicado pelo meu noivo Carlito.

Simple e verdadeiramente, muito obrigada a todos.

## ***LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS***

CAL - *Cross Sectional Length of Life*

ACLE - *Average Cohort Life Expectancy*

CEDEPLAR - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

CELADE - Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía

CEPAL - Comissão Económica para América Latina y el Caribe

COPIS - Coordenação de População e Indicadores Sociais

DPE - Diretoria de Pesquisas

EV - esperança de vida (ao nascer)

FACE - Faculdade de Ciências Econômicas

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

MAD - *Mean Age at Death*

SUS - Sistema Único de Saúde

UFMG - Universidade Federal de Minas Gerais

## *SUMÁRIO*

LISTA DE FIGURAS E TABELAS . . . . .	p.VII
LISTA DE NOTAÇÕES E SÍMBOLOS. . . . .	p.VIII
RESUMO . . . . .	.p.X
ABSTRACT . . . . .	.p.XI
1. INTRODUÇÃO . . . . .	.p.1
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA . . . . .	.p.4
2.1. Evolução da Mortalidade no Brasil . . . . .	p.4
2.2. Medidas de Longevidade . . . . .	p.7
3. METODOLOGIA E MODELAGEM . . . . .	.p.13
3.1. Série Estatística Brasileira de Mortalidade . . . . .	p.14
3.2. Tábua de Mortalidade de Coorte . . . . .	p.15
3.3. Diferencial e Defasagem na Perspectiva de Coorte . . . . .	p.17
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS . . . . .	.p.22
5. DISCUSSÃO . . . . .	p.31
6. CONCLUSÃO . . . . .	p.35
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS . . . . .	p.37
APÊNDICE A: APROXIMAÇÕES DISCRETAS . . . . .	p.41
APÊNDICE B: PRINCIPAIS RESULTADOS . . . . .	p.43

## ***LISTA DE FIGURAS E TABELAS***

Figura 3.1. Ilustração teórica do diferencial e da defasagem entre a esperança de vida ao nascer de período e de coorte, quando há declínio da mortalidade . . . . .	p.18
Figura 4.1. Tendência das esperanças de vida ao nascer de coorte e de período; defasagens e diferenciais resultantes estimados empiricamente e aproximados pelo modelo teórico de Goldstein-Wachter, por sexo - Brasil(1980-2050). . . . .	p.24
Tabela 4.1. Translação da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, segundo os resultados obtidos empiricamente através da série estatística brasileira de mortalidade (1980-2050) . . . . .	p.27
Tabela 4.2. Translação da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, segundo os resultados obtidos através do modelo teórico da defasagem, dada pela aproximação de primeira ordem . . . . .	p.29
Tabela 4.3. Translação da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, segundo os resultados obtidos através do modelo teórico da defasagem dada pela aproximação de segunda ordem . . . . .	p.30
Tabela B1. Estimativas e projeções da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050 . . . . .	p.43
Tabela B2. Estimativas e projeções da esperança de vida ao nascer de coorte para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050 . . . . .	p.44
Tabela B3. Diferencial empírico construído através da série estatística brasileira de mortalidade de 1980-2050, para o Brasil, por sexo . . . . .	p.45
Tabela B4. Defasagem empírica construída através da série estatística brasileira de mortalidade de 1980-2050, para o Brasil, por sexo . . . . .	p.46
Tabela B5. Aproximação de primeira ordem do diferencial para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, obtida através do modelo teórico de Goldstein-Wachter . . . . .	p.47
Tabela B6. Aproximação de primeira ordem da defasagem (Idade Média a Melhoria à Mortalidade) para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, obtida através do modelo teórico de Goldstein-Wachter . . . . .	p.48
Tabela B7. Aproximação de segunda ordem da defasagem para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, obtida através do modelo teórico de Goldstein-Wachter . . . . .	p.49

## *LISTA DE NOTAÇÕES E SÍMBOLOS*

- $e_0^c(t)$  - esperança de vida ao nascer de coorte, cujo nascimento se deu em  $t$
- $\mu(x, t)$  - força de mortalidade relativa à idade  $x$ , observada no tempo  $t$
- $e_0^p(t)$  - esperança de vida ao nascer de período observada no tempo  $t$
- $l_p(a, t)$  - proporção de sobreviventes ou probabilidade de sobrevivência à idade  $a$ , gerada pela observação do período  $t$
- $e_0^*(t)$  - esperança de vida ao nascer (de período) ajustada ao tempo observada em  $t$
- $r(t)$  - taxa de adiamento à morte para o tempo  $t$  segundo o modelo de mudanças proporcionais da mortalidade de Gompertz
- $e_0^{**}(t)$  - esperança de vida ao nascer (de período) reescalada
- $r$  - taxa de adiamento à morte para o tempo  $t$  segundo o modelo de mudanças proporcionais lineares da mortalidade
- CAL( $t$ ) - tempo médio vivido no período  $t$  por aquelas coortes presentes na população
- $l_c(a, t)$  - proporção de sobreviventes ou probabilidade de sobrevivência à idade  $a$ , no tempo  $t$ , gerada pela observação da coorte nascida em  $t - a$  (notação usada na fórmula contínua da esperança de vida de coorte)
- ACLE( $t$ ) - média ponderada das esperanças de vida ao nascer das coortes presentes no período  $t$
- MAD( $t$ ) - idade média à morte em  $t$
- $d_c(a, t)$  - número de óbitos ocorridos na idade  $a$ , no tempo  $t$ , de uma coorte nascida em  $t - a$
- $q(x, t + x)$  - representa a probabilidade de um indivíduo de idade exata  $x$ , nascido em  $t$ , vir a morrer antes de completar  $x + 1$  anos
- $m(x, t + x)$  - expressa a taxa específica de mortalidade na idade  $x$ , observada no tempo  $t + x$
- $p(x, t + x)$  - probabilidade de sobrevivência entre as idades exatas  $x$  e  $x + 1$  de um indivíduo nascido em  $t$
- $l(x, t + x)$  - 1) número de sobreviventes à idade exata  $x$  de um indivíduo nascido em  $t$  (notação usada para fórmula discreta da esperança de vida de coorte); 2) proporção de sobreviventes ou a probabilidade de sobrevivência à idade exata  $x$  de um indivíduo nascido em  $t$  quando  $l(0, t) = 1$



$d(x, t + x)$  - número de óbitos ocorridos entre os indivíduos com  $x$  anos, de uma coorte cujo nascimento se deu em  $t$

$L(x, t + x)$  - tempo a ser vivido pelos sobreviventes da coorte, nascida em  $t$ , entre as idades  $x$  e  $x + 1$

$\gamma(t)$  - diferencial (empírico) em  $t$

$\lambda(t)$  - defasagem (empírica) em  $t$

$kb(x)$  - taxa específica exponencial anual da melhoria da mortalidade

$k$  - taxa exponencial (média) anual da melhoria na mortalidade

$b(x)$  - variação proporcional da melhoria por idade sobre a taxa média anual

$e_0^p(t, k)$  - esperança de vida ao nascer de período em  $t$ , dada a taxa de melhoria da mortalidade  $k$

$e_0^e(t, k)$  - esperança de vida ao nascer de coorte em  $t$ , dada a taxa de melhoria na mortalidade  $k$

$\hat{\lambda}_1(t)$  - aproximação de primeira ordem da defasagem segundo o modelo teórico Goldstein-Wachter (também pode ser entendida com a idade média à melhoria da mortalidade)

$e_p(a, t)$  - esperança de vida ou sobrevida de período na idade exata  $a$  e no tempo  $t$

$\hat{\gamma}_1(t)$  - aproximação de primeira ordem do diferencial segundo o modelo teórico Goldstein-Wachter

$g(a)$  - anos de vida ganhos na idade  $a$  pela melhoria na mortalidade em  $t$

$\dot{e}(t)$  - taxa de variação instantânea, em  $t$ , da esperança de vida ao nascer de período sobre o tempo

$\hat{\lambda}_2(t)$  - aproximação de segunda ordem da defasagem segundo o modelo teórico Goldstein-Wachter

$\bar{e}$  - inclinação média da trajetória da esperança de vida de período entre  $t$  e  $t - \lambda$

$\ddot{e}(t)$  - derivada de  $\dot{e}(t)$  em função do tempo

## ***RESUMO***

Quando a mortalidade encontra-se em constante mudança, a tabela de sobrevivência de período não descreve a verdadeira experiência de vida das coortes presentes na população. Nesse sentido, o emprego das taxas correntes de mortalidade na estimativa do tempo médio de vida distorce o conceito original de esperança de vida. Como uma medida de coorte, a longevidade deveria ser estimada para um grupo real de pessoas, mas usualmente aplica-se a uma coorte hipotética. Dadas as quedas passadas da mortalidade e as prováveis quedas futuras, a esperança de vida de coorte se torna maior do que a esperança de vida de período. Apesar disso, a esperança de vida ao nascer de período pode ser vista como um indicador defasado do tempo médio de vida de alguma coorte passada (*coorte equivalente*). Este artigo explora o tempo requerido para encontrar essa coorte passada (*defasagem*) e as diferenças entre as esperanças de vida em um dado ano (*diferencial*) a fim de determinar a translação da medida de período, na perspectiva de coorte. Com a tendência de ganhos da longevidade cada vez menores, nossos resultados indicam que no Brasil, tanto para homens quanto para mulheres, o diferencial se reduz com o tempo, ao passo que a defasagem torna-se crescente. Isto é, com o passar dos anos, as estimativas correntes de período e coorte tendem a se aproximar, enquanto as coortes equivalentes se tornam mais remotas.

**Palavras-chave:** medidas de longevidade, translação da esperança de vida, diferencial, defasagem.

## *ABSTRACT*

When mortality is constantly changing, the period life table does not describe the real life experience of the present cohorts in the population. In this sense, the use of current mortality rates to estimate the average lifetime distorts the original concept of life expectancy. As a cohort measure cohort, longevity should be estimated for a real group of people, but usually it applies to a hypothetical cohort. Given the past declines and likely future falls in mortality, the cohort life expectancy becomes greater than the period life expectancy. Nevertheless, period life expectancy at birth can be viewed as a lagged indicator of the average lifetime of some past cohort (equivalent cohort). This paper explores the time required to find this past cohort (lag) and the differences between life expectancies in a given year (gap) to determine the translation of the period measure in a cohort view. With a shrinking trend of gains in longevity, our results indicate that in Brazil, for both men and women, the gap is reduced with time, while the lag becomes increasing. That is, over the years, the current estimates of period and cohort tend to be closer, while the equivalent cohorts become more remote.

**Keywords:** measures of longevity, translation of the life expectancy, gap, lag.

# 1 INTRODUÇÃO

Há algumas décadas, a dinâmica da mortalidade tem mostrado que a esperança de vida de período, usada convencionalmente, não descreve a verdadeira experiência de vida da população presente em um dado ano. Para melhor compreender essa realidade, é preciso entender, formalmente, como a medida de longevidade e a experiência de vida populacional são analisadas.

Dentre as várias medidas de mortalidade, a *esperança de vida* se destaca por ser uma das mais utilizadas. Essa medida sintetiza a experiência de vida de um grupo de indivíduos, geralmente nascidos no mesmo lugar e no mesmo período, que denominamos de coorte. De fácil interpretação, a esperança de vida expressa o número médio de anos a ser vivido pela coorte a partir de uma determinada idade.

A estimativa do tempo médio de vida se dá por meio da *tabela de sobrevivência*<sup>1</sup>, tão bem conhecida pelos demógrafos. A construção da tabela de sobrevivência requer o acompanhamento de todos os membros de uma coorte, desde o nascimento até a morte, e exige também a estimativa das taxas de mortalidade em cada idade, calculadas à medida que os óbitos ocorrem. No entanto, aguardar a extinção de uma coorte tornaria esse estudo extremamente longo, chegando a ultrapassar um século de observação. Por isso, usamos a frequência de mortes observada em um único período como uma forma alternativa ao acompanhamento das coortes. Nesse caso, as *taxas correntes* observadas no período fornecem uma aproximação da *experiência de vida* de uma *coorte hipotética* submetida ao padrão de mortalidade existente.

Contudo, quando há melhorias contínuas das condições de vida, vemos que a mortalidade sofre mudanças constantes no tempo. Portanto, as taxas observadas em um único período descrevem somente parte das histórias de vida das várias coortes presentes na população, coortes essas que, provavelmente, estiveram expostas a diferentes regimes de mortalidade. Em face desses fatos, concluímos que a esperança de vida de período não fornece informação sobre qualquer *coorte real*.

A esperança de vida de uma coorte hipotética também não representa os prováveis *ganhos de sobrevivência* que tendem a ocorrer e a beneficiar a população futuramente. Logo, podemos dizer que a esperança de vida estimada por meio das taxas correntes de mortalidade se torna

---

<sup>1</sup>Também denominada tábua de vida e tábua de mortalidade.

*menor* do que a esperança de vida *real*. Ao compararmos as estimativas de período, que são convencionalmente usadas, com as estimativas de coorte, concluímos que viveremos mais do que pensamos.

A discussão acerca das limitações da esperança de vida é de suma importância para o desenvolvimento de diversas áreas de conhecimento. Essa medida resumo da mortalidade é frequentemente utilizada na análise das variações geográficas e temporais da longevidade das populações, assim como na comparação dos níveis de sobrevivência. O indicador de longevidade de período, além de relevante na avaliação dos níveis de saúde de uma população, tem um papel fundamental nos processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas de saúde, de previdência social, entre outras. Relacionando-se ainda à demografia dos negócios, como oferta de serviços, atualização de metas, cálculos atuariais, etc.

Como consequência do declínio da mortalidade, algumas medidas foram propostas a fim de melhorar as estimativas de longevidade. Bongaarts e Feeney (2002) iniciaram a discussão provocando grande polêmica. Suas ideias foram objeto de duras críticas e acarretaram longos e proveitosos debates sobre a mortalidade, resultando em inúmeros trabalhos desenvolvidos por outros autores. A proposta central de Bongaarts e Feeney é corrigir as oscilações na esperança de vida de período decorrentes da distorção no *tempo*. Para isso, eles apresentam como indicador de longevidade a Esperança de Vida Ajustada ao Tempo. Guillot (2003)<sup>2</sup> propõe um índice alternativo da mortalidade. O autor defende que, dentre várias aplicações, esse índice pode ser interpretado também como outro indicador de longevidade. A nova medida se denomina Tempo Médio de Vida Transversal (*Cross Sectional Average Length of Life - CAL*), que pode ser compreendida como o tempo médio vivido no período observado por aquelas coortes presentes na população. A Idade Média à Morte (*Mean Age at Death - MAD*) é outra medida de longevidade já difundida entre os estudos demográficos. Por sua vez, MAD expressa o tempo médio vivido por aquelas pessoas que morreram em um dado período e contribui para a discussão sobre o assunto. Por fim, Schoen e Canudas-Romo (2005) se preocupam em representar a média ponderada das esperanças de vida ao nascer das coortes presentes no período, através de outra medida denominada Esperança de Vida de Coorte Média (*Average Cohort Life Expectancy - ACLE*).

Embora todas as novas medidas de longevidade visem sintetizar as *condições correntes* de mortalidade, a esperança de vida, por definição, é uma medida de coorte e não de período. Por isso, se quisermos entender como se desenvolve o processo de melhoria da longevidade em qualquer população, devemos estudar também o tempo médio de vida de suas coortes.

Nesse sentido, Goldstein e Wachter (2006) apresentaram uma proposta diferente para a análise da longevidade. Os autores analisam a esperança de vida de período como a média móvel

---

<sup>2</sup>Com base em BROUARD, Nicolas. Structure et dynamique des populations. La pyramide de années à vivre, aspects nationaux et exemples régionaux. Espaces, Populations, Socités, p.157-168, 1986.

das experiências de vida de algumas coortes passadas e mostram que há correspondência entre a medida de período e a medida de pelo menos uma coorte com algum atraso. Porém, essa correspondência somente se aplica à esperança de vida ao nascer, não havendo equivalência com as demais funções da tabela de sobrevivência em qualquer idade.

O estudo de Goldstein e Wachter (2006) destina-se, principalmente, a estabelecer a translação da esperança de vida ao nascer de período, na perspectiva de coorte. Para isso, os autores mostram que há duas relações existentes entre esses indicadores: o diferencial e a defasagem. A diferença entre as estimativas de período e coorte é representada pelo diferencial, ao passo que a distância entre o ano-base de cálculo da esperança de vida de período e o ano de nascimento da coorte, cuja estimativa do tempo médio de vida é equivalente, é expressa pela defasagem. A proposta de translação por meio do diferencial e da defasagem pode ser computada tanto empiricamente, através das próprias esperanças de vida, quanto teoricamente por meio de um modelo de mudanças proporcionais da mortalidade proposto pelos autores. Neste trabalho, mostraremos que, apesar da tabela de sobrevivência de período não descrever nenhuma coorte em particular, a esperança de vida de período pode ser vista como um indicador defasado do tempo médio de vida de alguma coorte passada. Sendo assim, projetamos a mortalidade para o Brasil, por sexo, a fim de determinarmos as esperanças de vida ao nascer de período e de coorte entre 1980 e 2050. Isso nos permitirá transladar empiricamente os resultados obtidos e analisar a evolução da correspondência entre ambas as medidas. A fim de avaliar a aplicabilidade e o nível de aproximação da proposta de Goldstein e Wachter (2006), também estabeleceremos a translação por meio dos modelos teóricos do diferencial e da defasagem.

Este trabalho é composto por seis capítulos, incluindo esta Introdução. No Capítulo 2, apresentamos a revisão bibliográfica dividida em duas seções. Na Seção 2.1, apresentamos a evolução da mortalidade no Brasil e, na Seção 2.2, discutimos a respeito de algumas medidas de longevidade, bem como suas propostas e seus pressupostos. As várias metodologias empregadas em nossa análise são abordadas no Capítulo 3, apresentadas em três seções. Na Seção 3.1, explicamos todos os procedimentos aplicados na construção da série estatística brasileira de mortalidade, utilizada no desenvolvimento do presente trabalho; na Seção 3.2, mostramos como gerar as tabelas de sobrevivência de coorte e como estimar a esperança de vida ao nascer através da mesma e, na Seção 3.3, apresentamos formalmente o *diferencial* e a *defasagem* e como quantificá-los empiricamente e teoricamente. No Capítulo 4, descrevemos a análise dos principais resultados e a translação da esperança de vida ao nascer de período, na perspectiva de coorte. No Capítulo 5, discutimos sobre o processo de melhoria da mortalidade, sobre as limitações das novas metodologias e sobre a importância dos resultados obtidos. Por fim, no Capítulo 6, apresentamos nossas conclusões sobre o estudo das medidas de longevidade.

## 2 *REVISÃO BIBLIOGRÁFICA*

Não é surpresa alguma encontrar nas estimativas oficiais a evidenciada melhoria da esperança de vida ao nascer. Isso porque a esperança de vida, principalmente ao nascer, é indicadora do nível de desenvolvimento do país, refletindo todo o conjunto de condições favoráveis ou desfavoráveis ali presentes. O registro do declínio histórico da mortalidade do Brasil, pelas instituições governamentais brasileiras, sempre se deu sob a perspectiva de período. Portanto, a análise das tendências da longevidade do país se limita às informações oficiais construídas para período.

Ao contextualizarmos sobre o processo brasileiro de mudanças da mortalidade, esperamos fornecer argumentos que nos permitam discutir as limitações da medida convencional e a aplicabilidade das novas medidas de longevidade propostas. Nesse sentido, este capítulo é dividido em duas partes. Na primeira seção, apresentamos a evolução da mortalidade no Brasil, alguns aspectos relacionados às causas do seu declínio, os níveis de longevidade alcançados recentemente pela população brasileira e os níveis esperados. Na segunda seção, discutimos a respeito de algumas medidas de longevidade, inclusive a esperança de vida de coorte e de período, bem como suas propostas e seus pressupostos.

### 2.1 **Evolução da Mortalidade no Brasil**

Muito pouco se conhece sobre as taxas vitais do Brasil do século XIX. As estimativas populacionais existentes, da época, se baseiam nos registros religiosos e coloniais, e nos censos provinciais. Mas essas informações são invariavelmente comprometidas, apresentam uma cobertura incompleta da população e, muitas vezes, correções enganosas ou exageradas nos dados, principalmente censitários e de contagem. Os indicadores da mortalidade do século XIX são frequentemente construídos através de informações de fontes dispersas contemporâneas, reconstituição de fontes históricas e análises retrospectivas (MERRICK e GRAHAM, 1981).

Por meio das raras informações existentes, acredita-se que os níveis de mortalidade no Brasil, até então, apresentaram um padrão relativamente estável, com pequenas oscilações em patamares regularmente elevados (IBGE, 2009b).

A partir de 1870, verificou-se no país um declínio moderado da mortalidade. Este declínio

está associado a três fatores prováveis. A eliminação gradual da escravidão, com sua alta mortalidade. A intensificação das atividades de saúde pública, resultante de fortes pressões sociais para reduzir as repetidas epidemias nos principais centros urbanos. E, finalmente, a imigração, que contribuiu indiretamente com a queda da mortalidade através da introdução de grupos etários menos sujeitos à alta mortalidade e, também, pela baixa mortalidade dos próprios imigrantes (MERRICK e GRAHAM, 1981).

Depois de 1900, a mortalidade continuou gradualmente o declínio iniciado pouco antes da passagem do século. Apesar de a população brasileira ter experimentado um aumento da sua sobrevivência, os níveis de mortalidade observados ainda se mantinham elevados, refletindo principalmente alta incidência de mortes por doenças infectocontagiosas e parasitárias.

A melhoria nos níveis de sobrevivência da população brasileira, a partir de 1930, é generalizada para o país como um todo. Entre as possíveis causas que levaram à redução da mortalidade, cabe mencionar o impulso dado ao sistema de saúde pública, a previdência social, a infraestrutura urbana e a regulamentação do trabalho nas principais regiões do Brasil. Esses fatores institucionais, juntamente com os avanços da indústria químico-farmacêutica, contribuíram para o controle e a redução de várias doenças.

Na realidade, as reduções da mortalidade foram apressadas pela importação de modernas tecnologias médicas, oriundas de países desenvolvidos. Esse fenômeno desvincula, assim, o declínio da mortalidade com o nível de desenvolvimento e modernização do país (ARRIAGA e DAVIS, 1969). A partir desse período, os avanços da medicina incorporados às políticas de saúde pública e, em especial, os antibióticos recém descobertos e importados no pós-guerra propiciaram uma queda acelerada das taxas de mortalidade.

No entanto, as diferenças inter e intrarregionais já se faziam presentes nos níveis de sobrevivência (SALZANO e FREIRE-MAIA, 1967; MERRICK e GRAHAM, 1981). Essas diferenças eram reflexos da distribuição dos investimentos econômicos focalizados prioritariamente nas demais regiões em detrimento da região Nordeste que, por isso, se transformou em área de expulsão populacional.

Em meados da década de 1950, a forte queda na mortalidade infantil e na infância contribuiu significativamente para os ganhos da longevidade brasileira (SIMÕES, 2002). Embora essa queda tenha sido importante em muitos aspectos, a mortalidade entre 0 e 4 anos ainda se encontrava elevada. Em vinte anos (1940-1960), O Brasil teve uma mudança substancial nos seus padrões de mortalidade (SALZANO e FREIRE-MAIA, 1967). A frequência de mortes por doenças transmissíveis, decorrentes de má nutrição e relacionadas a problemas da saúde reprodutiva feminina, que afetam principalmente a mortalidade infantil e na infância, se reduz consideravelmente.

Consequentemente, o aumento na incidência de mortes por doenças não transmissíveis - doenças degenerativas, neoplasmas, doenças renais e cardiovasculares - e mortes por causas



violentas/externas - homicídios, suicídios, acidentes de trânsito, afogamentos, entre outras - já se faz presente. Início característico de transição epidemiológica, no qual há mudança entre dois regimes de mortalidade e de morbidade (HORIUCHI, 1999).

A crise econômica e institucional, pela qual passou a sociedade brasileira no período de 1965 a 1975, pode ser vista como a principal causa da interrupção do acelerado processo de declínio da mortalidade. O grande êxodo populacional rural/urbano e a decorrente pressão demográfica sobre os grandes centros urbanos também contribuíram para a estagnação nas melhorias das condições de vida, uma vez que representaram uma pressão adicional sobre os serviços de infraestrutura e de atendimento público (SIMÕES e OLIVEIRA, 1998).

Em meados da década de 1970, retoma-se a tendência de queda da mortalidade. No contexto das políticas centralizadoras do regime militar, o declínio da mortalidade está associado à expansão da rede assistencial e à ampliação acelerada da infraestrutura de saneamento básico, sobretudo da rede de abastecimento de água, de esgoto sanitário e de coleta de lixo (VETTER e SIMÕES, 1981).

Como consequência da universalização desses serviços e do aumento da escolarização, principalmente a feminina, as desigualdades regionais da mortalidade no país se reduzem significativamente. A implantação de programas de saúde materno-infantil, especialmente os voltados para o pré-natal, parto e puerpério, a ampliação da oferta de serviços médico-hospitalares, as campanhas de vacinação, os programas de aleitamento materno e reidratação oral, a diminuição da desnutrição e acompanhamento dos agentes comunitários de saúde, tiveram grande importância para a continuidade da redução dos níveis de mortalidade infantil e infanto-juvenil, sobretudo a partir dos anos 1980 (SIMÕES e OLIVEIRA, 1998).

Por outro lado, a mortalidade relacionada a enfermidades não transmissíveis e a causas externas vem crescendo expressivamente. O aumento das mortes por causas violentas passa a afetar principalmente os homens, de tal forma que sua incidência chega a ser mais do que o triplo em relação às mulheres (IBGE, 2009b). Os diferenciais de sobrevivência por sexo, que historicamente eram pequenas, a partir dos anos 80, passam a adquirir relevância (SIMÕES, 2002).

Nesse sentido, em 1980, a esperança de vida ao nascer, de período, era igual a 59,7 anos para os homens e em 65,7 anos para as mulheres, confirmando o acentuado diferencial entre sexos. Na década que se segue, o ritmo de melhoria da longevidade, tanto feminina quanto masculina, é constante. No entanto, os ganhos percebidos pelas mulheres se tornam maiores, comparativamente aos homens. Ao passo que, a esperança de vida feminina alcança a cifra de 70,5 anos em 1990, a esperança de vida masculina somente chega a 62,9 anos (estimativas descritas na Tabela B1 no Apêndice B). Durante essa década, os ganhos da longevidade contribuem para o crescimento do diferencial entre os sexos.

Também no início dos anos 1980, a AIDS provocou grande preocupação no cenário epidemiológico. Quando a doença foi disseminada no território brasileiro, a incidência entre os homens era impressionantemente muito maior, cerca de 24 casos masculinos contra apenas 1 feminino. Atualmente, esta relação quase se equivale, permanecendo ainda maior entre os homens. Isso significa que a AIDS não pode mais ser atribuída como doença típica de um sexo ou mesmo de grupos específicos. Com a implantação do programa de distribuição das medicações anti-AIDS, por parte do Ministério da Saúde, através do Sistema Único de Saúde - SUS, o avanço da epidemia foi controlado e não provocou diminuição expressiva na esperança de vida ao nascer brasileira (OLIVEIRA e ALBUQUERQUE, 2009).

Na virada do milênio, as tendências de melhoria da mortalidade se invertem, quando em 2000, os ganhos da longevidade feminina se tornam menores que os ganhos masculinos. A vida média observada foi de 66,8 anos para os homens e de 74,3 anos para as mulheres (estimativas descritas na Tabela B1 no Apêndice B). Embora isso não seja suficiente para igualar as esperanças de vida entre os sexos, essa redução no diferencial mostra um primeiro passo para que, futuramente, a vida média entre homens e mulheres seja semelhante ou até mesmo idêntica.

Até metade do século XXI, as projeções apontam para uma elevada esperança de vida ao nascer da população brasileira. Para 2050, espera-se que a esperança de vida masculina alcance 78,2 anos, enquanto a feminina atinja 84,6 anos (estimativas descritas na Tabela B1 no Apêndice B).

Enfim, o país passou rapidamente de um perfil de mortalidade típico de uma população jovem para um desenho característico de população envelhecida, com elevada incidência e prevalência de enfermidades complexas e mais onerosas. As tendências que projetamos sobre a mortalidade apontam para a consolidação dos processos de *retangularização da curva de sobrevivência* e de *envelhecimento populacional* no Brasil, onde se estabelece uma nova configuração demográfica (grande proporção de idosos e elevada longevidade).

## 2.2 Medidas de Longevidade

A esperança de vida ao nascer é uma medida-resumo da mortalidade que expressa o número médio de anos de vida esperados para um recém-nascido, quando exposto a um determinado regime de mortalidade ao longo de sua existência. No entanto, esse indicador de longevidade pode ser calculado de duas maneiras diferentes: com base no conjunto de taxas de mortalidade vivenciadas por uma coorte ou no conjunto de taxas observadas em apenas um período.

Formalmente, a *Esperança de Vida ao Nascer de Coorte* pode ser calculada pelas taxas de mortalidade historicamente conhecidas ou projetadas. Mas, sua estimativa apresenta a desvantagem de exigir uma longa série de dados, de aproximadamente um século, e está sujeita a falhas

nos pressupostos da projeção. Por definição, a esperança de vida ao nascer de coorte é dada por:

$$e_0^c(t) = \int_0^\infty \exp \left\{ - \int_0^a \mu(x, t+x) dx \right\} da, \quad (2.1)$$

onde  $\mu(x, t+x)$  é a força de mortalidade relativa à idade  $x$ , observada no tempo  $t+x$ .

Sob a perspectiva de coorte, como a idade e o tempo movem-se no mesmo sentido e sincronizados, a esperança de vida ao nascer fornece o resultado verossímil das melhorias nas condições de vida em uma população. Ou seja, o indicador de longevidade de coorte fornece informações reais sobre os níveis e padrões da mortalidade, bem como sobre suas variações temporais.

Já a *Esperança de Vida ao Nascer de Período* se refere a uma medida hipotética, obtida pelas *condições correntes* de mortalidade prevalentes em um único período. Matematicamente, a esperança de vida ao nascer de período é definida como:

$$e_0^p(t) = \int_0^\infty \exp \left\{ - \int_0^a \mu(x, t) dx \right\} da,^1 \quad (2.2)$$

onde  $\mu(x, t)$  é a força de mortalidade relativa à idade  $x$ , observada no tempo  $t$ .

Essa medida resumo da mortalidade é frequentemente utilizada na análise das variações geográficas e temporais da longevidade das populações, assim como na comparação dos níveis de sobrevivência. O indicador de longevidade de período, além de relevante na avaliação dos níveis de saúde de uma população, tem um papel fundamental nos processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas de saúde, de previdência social, entre outras. Relacionando-se ainda à demografia dos negócios, como oferta de serviços, atualização de metas, cálculos atuariais, etc.

Por outro lado, a esperança de vida ao nascer de período somente representaria a experiência de vida real de uma coorte recém-nascida caso todos os seus membros experimentassem o regime de mortalidade corrente, do seu nascimento até sua morte, inalteradamente (VAUPEL, 2002). Mas não é isso que ocorre atualmente, visto que quando a mortalidade declina, a estimativa de período torna-se menor do que a longevidade da coorte nascida no mesmo momento.

Logo, não podemos usar o indicador tradicional como um estimador apurado do tempo médio de vida da coorte recém-nascida. Resultado esse que dá início a uma discussão de grande relevância demográfica: a utilização de qual medida de longevidade é mais adequada quando a mortalidade está caindo?

Bongaarts e Feeney (2002) iniciam essa reflexão mostrando que, nas atuais circunstâncias, a esperança de vida de período sofre distorções no *tempo*<sup>2</sup> e torna-se, portanto, insatisfatória

<sup>1</sup>A relação existente entre  $e_0^p(t)$  a esperança de vida de período,  $l_p(a, t)$  a proporção de sobreviventes ou a probabilidade de sobrevivência à idade  $a$  e  $\mu(a, t)$  a força da mortalidade nessa idade no tempo  $t$  é  $e_0^p(t) = \int_0^\infty l_p(a, t) da$ , onde  $l_p(a, t) = \exp \left\{ - \int_0^a \mu(x, t) dx \right\}$ .

<sup>2</sup>A *distorção no tempo* ou o *efeito tempo* é definido como uma inflação ou deflação na incidência de um evento demográfico no período (tais como nascimentos, casamentos e mortes) decorrente de uma queda ou de um aumento na idade média na qual o evento ocorre (BONGAARTS E FEENEY, 2006)

a análise das *condições correntes* de mortalidade. A fim de corrigir as oscilações nas taxas específicas de mortalidade decorrentes do adiamento da morte ocorrido no período, os autores propõem um ajuste na esperança de vida convencional.

A esperança de vida ao nascer ajustada ao tempo pode ser descrita da seguinte forma:

$$e_0^*(t) = \int_0^\infty \exp \left\{ - \int_0^a \frac{\mu(x,t)}{1-r(t)} dx \right\} da; \quad (2.3)$$

sendo  $r(t)$  a taxa de adiamento à morte segundo o modelo de mudanças proporcionais da mortalidade de Gompertz<sup>3</sup>.

O novo indicador de longevidade de Bongaarts e Feeney (2002), denominado Esperança de Vida Ajustada ao Tempo, foi modelado para países desenvolvidos com elevada esperança de vida, onde se observam regularidades no processo de mudanças da mortalidade. Nesses países, quase a totalidade dos recém-nascidos sobrevive às idades adultas, além de serem percebidas melhorias similares da sobrevivência em todas as idades, a partir dos 30 anos. Nesse sentido, os pressupostos <sup>footnote</sup>Uma população, cuja estrutura de mortalidade é submetida a esses pressupostos, denomina-se de *população padronizada*. dos autores são basicamente os seguintes: mortalidade infanto-juvenil inexistente, melhorias da mortalidade proporcionais, população fechada à migração e número de nascimentos constante sobre o tempo.

A esperança de vida de período ajustada ao tempo também é hipotética no tocante ao seu significado (BONGAARTS e FEENEY, 2006), pois nenhuma coorte em particular experimentará o conjunto de taxas ajustadas de mortalidade. A ideia principal dos autores é sintetizar o que ocorreria com o indicador de longevidade de período se, logo após o adiamento da morte, houvesse estabilização da mortalidade. Desse modo, a interpretação alternativa da esperança de vida ajustada ao tempo expressa qual seria a esperança de vida de período, caso não houvesse mudança no *tempo* dos eventos, em uma *população estacionária equivalente* sob as *condições correntes de mortalidade*.

Goldstein (2006) ressalta que, apesar da medida ajustada propor uma correção do indicador de período, sob a suposição de mudanças proporcionais lineares, <sup>4</sup>tal medida estabelece a translação entre a esperança de vida de coorte e período. Isto é, a medida ajustada corresponde à defasagem entre o ano-base do seu cálculo e o ano de nascimento da coorte cuja estimativa de longevidade seja idêntica. Nesse contexto, ela estima o tempo médio de vida de uma coorte passada, que alcança a idade média à morte no período observado <sup>5</sup>. Por essa razão, a esperança de vida ajustada ao tempo é menor do que a esperança de vida de período convencional. Assim sendo,

$$e_0^*(t) = e_0^c(c) = e_0^c(t - e_0^*(t)). \quad (2.4)$$

<sup>3</sup>Para maiores esclarecimentos veja Bongaarts e Feeney (2002).

<sup>4</sup>Mudanças constantes ano a ano.

<sup>5</sup>Período do qual se usou as taxas correntes de mortalidade

Por outro lado, para determinar o estimador da esperança de vida para uma coorte nascida hoje, Goldstein (2006) propõe reescalar essa medida, corrigindo-a segundo a taxa de adiamento à morte. Então, a esperança de vida ao nascer reescalada correspondente à longevidade atual é dada por:

$$e_0^{**}(t) = \frac{e_0^*(t)}{1-r}, \quad (2.5)$$

onde  $r$  é a taxa de adiamento à morte segundo o modelo de mudanças proporcionais lineares da mortalidade.

Uma outra medida de longevidade amplamente discutida é o Tempo Médio de Vida Transversal (Cross Sectional Average Length of Life - GUILLOT, 2003). CAL se refere a apenas um período em particular, mas leva em conta as condições correntes de mortalidade sob as quais as várias coortes presentes na população estão sujeitas. Essa medida pode ser descrita como:

$$CAL(t) = \int_0^\infty l_c(a, t) da, \quad (2.6)$$

onde  $l_c(a, t)$  é a proporção de sobreviventes<sup>6</sup> à  $a$ , no tempo  $t$ , de uma coorte nascida em  $t - a$ .

Esse novo indicador de longevidade se baseia unicamente na estrutura etária populacional e pode ser compreendido como o tempo médio vivido no período, por aquelas coortes presentes na população.

Diferentemente da esperança de vida de período, que pode ser vista como a soma da proporção dos sobreviventes de uma coorte hipotética, CAL envolve a proporção de sobreviventes das várias coortes presentes na população nesse período em particular. Podemos dizer então que CAL leva em conta as experiências reais vivenciadas por essas coortes (ou seja, as condições correntes reais de mortalidade), enquanto a esperança de vida de período sintetiza, exclusivamente, as taxas correntes.

CAL também denota a esperança de vida ao nascer de uma coorte, cujas vantagens e desvantagens relativas à sobrevivência das demais coortes presentes no período são iguais (GUILLOT, 2003). Assim, essa medida de longevidade pode ser considerada a experiência de vida de uma coorte *média* presente na população.

A construção de CAL requer informações históricas da mortalidade detalhadas por um período considerável de tempo, contrastando com a facilidade e simplicidade da esperança de vida tradicional. Em contrapartida, CAL não exige aguardar a extinção de todos os indivíduos da população para ser estimada da mesma forma que a esperança de vida geracional demanda.

Uma crítica referente a CAL, destacada por Schoen e Canudas-Romo (2005), é a de que CAL envolve apenas o passado e o presente, sem considerar a experiência futura das coortes. Isso explicaria porque CAL é menor que a esperança de vida de período quando a mortalidade

<sup>6</sup>A proporção de sobreviventes de coorte também pode ser escrita como  $l_c(a, t) = \exp\{-\int_0^\infty \mu(x, t - a + x) dx\}$ .

declina.

Outra medida de longevidade também muito conhecida é a *Idade Média à Morte* (*Mean Age at Death* - MAD), que se baseia na distribuição etária dos óbitos e pode ser entendida como o tempo médio vivido por aquelas pessoas que morreram em um dado período. Desse modo, MAD é definida por:

$$MAD(t) = \frac{\int_0^{\infty} ad_c(a, t)da}{\int_0^{\infty} d_c(a, t)da}, \quad (2.7)$$

onde  $d_c(a, t)$  é o número de óbitos ocorridos na idade  $a$ , no tempo  $t$ , de uma coorte nascida em  $t - a$ .

MAD se mostra uma das medidas de longevidade mais simples de serem calculadas, porém se apresenta diretamente dependente da estrutura etária populacional e, portanto, mais suscetível às variações na sua distribuição.

Considerando uma população que tenha experimentado mortalidade infanto-juvenil inexistente, mudanças lineares da mortalidade, nascimentos constantes por unidade de tempo e for fechada à migração, Bongaarts e Feeney (2003) mostram a equivalência entre a esperança de vida ajustada, CAL e MAD, isto é:

$$e_0^*(t) = CAL(t) = MAD(t). \quad (2.8)$$

Embora essa equivalência seja possível, Guillot (2006) acrescenta que essas medidas diferem entre si quando se considera a mortalidade atuante não somente na idade adulta. O autor mostra que, em se tratando de quedas observadas no século XX, essas estimativas são significativamente diferentes. Contudo, trataremos as três medidas apresentadas como sendo equivalentes e as denotaremos unicamente por CAL.

Logo, a translação proposta em (2.4) pode ser reescrita como:

$$CAL(t) = e_0^c(t - CAL(t)). \quad (2.9)$$

Quando a mortalidade está em declínio, podemos verificar que a nova medida de longevidade, CAL, é menor do que a esperança de vida tradicional, a qual, por sua vez, é menor do que a esperança de vida de coorte:

$$CAL(t) < e_0^p(t) < e_0^c(t). \quad (2.10)$$

Segundo Wachter (2005), CAL não representa a longevidade atual, mas sim o efeito cumulativo da mortalidade passada. Já Rodriguez (2006) argumenta que a diferença entre essa medida e a esperança de vida de período não se deve à distorção das taxas específicas. A explicação para essa diferença reside na estrutura etária populacional que responde com atraso às mudanças, em comparação à força da mortalidade. Ou seja, a esperança de vida tradicional reage

instantaneamente às mudanças da mortalidade, ao passo que CAL reage vagorosamente.

Somando-se à discussão, Schoen e Canudas-Romo (2005) propõem outra medida de longevidade denominada *Esperança de Vida de Coorte Média* (*Average Cohort Life Expectancy - ACLE*). Esse estimador representa a média ponderada das esperanças de vida ao nascer das coortes presentes no período, em que os pesos são dados pelas probabilidades de sobrevivência da coorte até a idade observada no período. ACLE é representada por:

$$ACLE(t) = \frac{\int_0^\infty l_c(a, t) e_0^c(t - a) da}{\int_0^\infty l_c(a, t) da}, \quad (2.11)$$

onde  $e_0^c(t - a)$  é a esperança de vida da coorte nascida em  $t - a$ .

Quando a mortalidade está em declínio, ACLE é menor do que a esperança de vida das coortes mais jovens, maior do que a esperança de vida de período e, conseqüentemente, maior do que CAL.

ACLE é um poderoso estimador do tempo médio de vida populacional (GOLDSTEIN e WACHTER, 2006), uma vez que é diretamente definida pela longevidade das coortes atuais. Porém, ACLE exige uma longa série histórica da mortalidade, de aproximadamente dois séculos. Além disso, para ser calculada no estado atual, requer projeções da dinâmica da mortalidade.

Embora as medidas de longevidade (esperança de vida de coorte, esperança de vida de período, esperança de vida ajustada ao tempo, CAL, MAD e ACLE) visem uma estimativa do tempo médio de vida, elas não são diretamente comparáveis, visto que cada uma se propõe a responder diferentes tipos de questões (WACHTER, 2005). Contudo, vale lembrar que, fixando a mortalidade a partir de um determinado período ou de uma coorte específica, todas as medidas tenderiam ao mesmo nível, ainda que em ritmos distintos. Ademais, em uma situação de estabilidade, não haveria diferença no valor estimado por essas medidas de longevidade.

### 3 METODOLOGIA E MODELAGEM

Discussões recentes sobre a dinâmica da mortalidade têm questionado o uso da esperança de vida de período como a medida de longevidade mais adequada para indicar as *condições correntes* de mortalidade. Surgiram então várias propostas para contornar esse problema. Entretanto, a esperança de vida ao nascer, por definição, é uma medida de coorte, e não de período. Por isso, se quisermos entender como se desenvolve o processo de melhoria da longevidade em qualquer população, devemos estudar também o tempo médio de vida de suas coortes.

Imaginemos, por exemplo, uma população, cuja mortalidade se encontra inicialmente fixa, sofra mudanças na sobrevivência e volte a se fixar em algum nível novamente. Por conseguinte, podemos afirmar que, a princípio, as esperanças de vida de período e a de coorte são idênticas, logo em seguida se divergem e então tornam-se idênticas mais uma vez algum tempo depois. Mas, até que a terceira fase ocorra, haverá uma diferença e um descompasso entre ambos indicadores. Se, tanto a esperança de vida de período quanto a de coorte tendem ao mesmo nível ao final do processo, ambas assumirão os mesmos valores em momentos diferentes, até que elas estabilizem-se e igualem-se.

Quantificando esse descompasso e essa diferença, conseguimos estabelecer a relação de equivalência entre os dois indicadores e localizar no tempo qual coorte tem sua esperança de vida ao nascer idêntica àquela calculada no período, o que chamamos de translação. Ao regredir no tempo para encontrarmos uma coorte, mostramos que a medida convencional de período pode ser vista como um indicador defasado do tempo médio de vida de alguma coorte passada.

Para tanto, apresentamos, na primeira seção deste capítulo, todos os procedimentos aplicados na construção da série estatística brasileira de mortalidade, utilizada no desenvolvimento do presente trabalho. Na seção seguinte mostramos como gerar as tabelas de sobrevivência de coorte e como estimar a esperança de vida ao nascer através da mesma. Por fim, na terceira seção do capítulo, apresentamos formalmente o *diferencial* como a diferença entre as esperanças de vida ao nascer de período e coorte, e a *defasagem* como o descompasso entre ambas medidas.

Nossa proposta é quantificar o diferencial e a defasagem de duas maneiras diferentes: empiricamente, em que utilizamos as próprias estimativas das esperanças de vida, e teoricamente, por meio de um modelo de mudanças proporcionais na mortalidade. Somente assim, podemos



efetuar a translação da esperança de vida ao nascer de período na perspectiva de coorte.

### 3.1 Série Estatística Brasileira de Mortalidade

Para mostrarmos que a medida convencional de longevidade pode ser vista como um indicador defasado do tempo médio de vida de alguma coorte passada, nós iremos usar as estimativas e projeções das tábuas de mortalidade oficiais do Brasil, divulgadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Essa série de tábuas é resultante de uma ampla discussão durante uma oficina de trabalho entre técnicos da Coordenação de População e Indicadores Sociais (COPIS/DPE/IBGE) e do Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE/CEPAL/Nações Unidas), realizada entre 24 e 28 de março de 2003, em Santiago, Chile. Os dados históricos básicos utilizados na sua construção foram obtidos através das Estatísticas Vitais e do Censos Demográficos brasileiros<sup>1</sup>. As tábuas disponibilizadas, pelo IBGE, são construídas por sexo, cobrem o período de 1980 a 2050, anualmente, e são desagregadas em grupos etários quinquênais, com exceção das idades de 0 a 4 anos e do grupo aberto 80 anos ou mais.

A fim de fornecer estimativas mais precisas da esperança de vida de período e, consequentemente, melhores estimativas da esperança de vida de coorte, bem como da defasagem e do diferencial, optamos por desagregar as tabelas de sobrevivência abreviadas do IBGE em idades simples. A construção das tabelas completas se deu por meio da distribuição dos óbitos, de cada grupo etário, segundo os multiplicadores de Sprague<sup>2</sup>. Dessa forma, construímos uma série de tábuas de mortalidade que fornecem as esperanças de vida ao nascer de período, anualmente de 1980 a 2050, por idade simples até 80 anos, por sexo, para o Brasil (resultados disponíveis na Tabela B1 no Apêndice B).

No entanto, a série histórica brasileira do IBGE não é suficiente para o cálculo das medidas de longevidade de coorte no período em que queremos analisá-las (1980-2050), pois para a construção da tabela de sobrevivência de coorte é preciso o conjunto das taxas de mortalidade observadas sobre um longo período de tempo. Neste caso, o período exigido para a construção da cada tábua de coorte é de 80 anos, pois o grupo aberto que adotamos é de 80 anos ou mais.

Assim sendo, nós projetamos as taxas específicas de mortalidade para o período de 2051 a 2130, segundo a metodologia da tábua limite do CELADE<sup>3</sup>. A projeção das taxas de 2051 a 2100 se deu pela interpolação entre os ln's das taxas projetadas pelo IBGE para 2050 e os ln's das taxas da tabela limite de 2100, que construímos com base nas informações da tábua de mortalidade limite propostas pelo U. S. Bureau of the Census. A projeção para o período de

<sup>1</sup>Para maiores detalhes veja IBGE (2009c).

<sup>2</sup>Para maiores detalhes veja Judson e Popoff (2004).

<sup>3</sup>Para maiores detalhes veja Pujol(1984).

2100 a 2130 se deu pela extrapolação das mesmas taxas de referência.

Com base nas taxas específicas de mortalidade estimadas e projetadas para 1980 a 2130, construímos tábuas de mortalidade, para as coortes brasileiras, cujo ano de nascimento varia entre 1980 e 2050, por sexo e por idade simples até 80 anos. Conseqüentemente, através dessas tábuas, estimamos a esperança de vida ao nascer de coorte para o Brasil nas mesmas condições (resultados disponíveis na Tabela B2 no Apêndice B).

## 3.2 Tábua de Mortalidade de Coorte

Precursor na construção de *Tábuas de Mortalidade*, John Graunt, um cientista e demógrafo britânico, publicou em 1662 uma obra intitulada *Natural and Political Observations upon the Bills of Mortality*, que lança as bases para os modernos estudos demográficos e atuariais da mortalidade (BERNSTEIN, 1997). Embora o desenvolvimento dessa metodologia tenha proposto a análise do risco de mortalidade ante as necessidades das instituições de seguro de vida, nosso interesse é analisar a esperança de vida ao nascer.

Mesmo passando por modificações ao longo da história, as tábuas de mortalidade foram desenvolvidas em uma época cujas condições de vida eram bem diferentes das atuais. Na Europa, havia epidemias devastadoras, mortalidade infantil elevada e baixa longevidade. Na atualidade, o cenário observado varia segundo o grau de desenvolvimento de cada país. Portanto, devemos constantemente nos questionar se a metodologia utilizada na análise populacional é apropriada aos nossos interesses.

A tábua de mortalidade construída para coorte ou geração real segue, basicamente, os mesmos passos da tábua construída para período, onde são estimadas várias funções de mortalidade por idade que descrevem o comportamento vital de um grupo de indivíduos (PITACCO *et al.*, 2009; PRESTON, HEUVELINE e GUILLOT, 2001). A grande diferença entre ambas está no conjunto de taxas específicas de mortalidade usado nos diversos cálculos das tábuas. Para as estimativas de coorte, a tabela é gerada com base no conjunto de taxas de mortalidade vivenciadas por um grupo real de indivíduos, ao passo que a tabela de período é gerada pelo conjunto de taxas observadas em apenas um período (geralmente, um ano).

No caso da tabela de sobrevivência geracional, destacamos a necessidade de longas séries estatísticas de óbitos de boa qualidade, pois a partir dessas informações estimamos as taxas específicas de mortalidade. As taxas de mortalidade se referem ao risco de morte em cada idade ou em cada grupo etário e correspondem ao quociente entre o total de óbitos ocorridos em um determinado ano, em cada idade ou grupo etário, e a população correspondente no meio do ano. Por meio dessas taxas, construímos as probabilidades de morte e as probabilidades de

sobrevivência (e as probabilidades de sobrevivência). Assim<sup>4</sup>:

$$q(x, t + x) = 1 - \exp(-m(x, t + x)), \quad (3.1)$$

representa a probabilidade<sup>5</sup> de um indivíduo de idade exata  $x$  vir a morrer antes de completar  $x + 1$  anos, dado que  $m(x, t + x)$  expressa a taxa específica de mortalidade na idade  $x$ , observada no tempo  $t + x$ . Notemos que, como estamos tratando de coorte, as funções de mortalidade sempre se referem ao momento real em que os indivíduos nascidos em  $t$  se expõem a risco de morte (em  $t + x$ ).

Para encontrarmos o número de sobreviventes a uma determinada idade  $l(x, t + x)$ , basta desenvolver a expressão (3.2) a partir de  $x = 0$  (ou seja, do número de nascimentos em  $t$ ) até alcançar a idade desejada:

$$l(x, t + x) = l(x - 1, t + x - 1)(1 - q(x - 1, t + x - 1)). \quad (3.2)$$

Vale lembrar que,  $l(x, t + x)$  representa o número de sobreviventes à idade exata  $x$ , de uma coorte inicial, sujeita às  $q(x, t + x)$  no decorrer de sua vida, mas pode também representar a proporção de sobreviventes ou a probabilidade de sobrevivência à idade exata  $x$ . Nesse sentido, é suficiente tomar  $l(0, t) = 1$  e desenvolver os cálculos da mesma maneira.

O número de óbitos  $d(x, t + x)$  ocorridos entre os indivíduos de uma coorte resulta da diferença entre os sobreviventes observados em dois anos consecutivos ou entre duas idades seguidas, já que na perspectiva de coorte as variáveis tempo e idade progridem no mesmo sentido e sincronizadas. Dessa forma:

$$d(x, t + x) = l(x + 1, t + x) - l(x, t + x). \quad (3.3)$$

A principal medida estimada pela tábua de mortalidade e também objeto de nosso estudo é a esperança de vida<sup>6</sup> ao nascer, que em termos discretos é dada por:

$$e_0^c(t) = \frac{\sum_{x=0}^{\omega} L(x, t + x)}{l(0, t)}, \quad (3.4)$$

onde  $L(x, t + x)$  é o tempo a ser vivido pelos sobreviventes da coorte, nascida em  $t$ , entre as idades  $x$  e  $x + 1$ .  $L(x, t + x)$ , por sua vez, mantém a seguinte relação:

$$L(x, t + x) = \frac{d(x, t + x)}{m(x, t + x)}. \quad (3.5)$$

Observe que, o cálculo da esperança de vida ao nascer exige o acompanhamento da coorte em

<sup>4</sup>No primeiro grupo etário,  $q(0, t) = [1 - m(0, t)] / [1 + 0,947m(0, t) - 2,8m^2(0, t)]$  para os homens e  $q(0, t) = [1 - m(0, t)] / [1 + 0,955m(0, t) - 2,684m^2(0, t)]$  para as mulheres.

<sup>5</sup>A probabilidade de sobrevivência entre as idades exatas  $x$  e  $x + 1$  é  $p(x, t + x) = 1 - q(x, t + x)$ .

<sup>6</sup>Analogamente, podemos construir a esperança de vida a partir de qualquer idade. Basta iniciar o somatório em (3.4) com a idade de interesse.

estudo de seu nascimento até sua extinção, tal como requer a estimativa das taxas específicas de mortalidade<sup>7</sup> ao longo dos anos. Por isso, como afirmamos ao início deste trabalho, a construção da tábua de mortalidade de coorte torna o estudo da longevidade extremamente demorado.

As tábuas de mortalidade de período podem fornecer um ponto de partida na análise da longevidade quando as tábuas de coorte não são factíveis. No entanto, quando a mortalidade declina, as tabelas de sobrevivência de período revelam níveis de mortalidade mais elevados do que aqueles expressos pelas tabelas de coorte. Por isso, o uso das tabelas de período deveria ser restrito a estudos prospectivos de curto a médio prazo (no máximo 10 anos), caso contrário, deveria ser evitado (PITACCO *et al.*, 2009). Alguns estudos demográficos prospectivos de longo prazo (tais como planejamentos atuariais, previdenciários e de seguridade, que geralmente exigem o conhecimento antecipado das tendências da mortalidade) deveriam ser realizados com base nas tabelas de sobrevivência de coorte.

Enfim, o objetivo da análise da mortalidade e as tendências observadas na população são os requisitos fundamentais na escolha de qual tabela de sobrevivência deve ser usada em estudos demográficos.

### 3.3 Diferencial e Defasagem na Perspectiva de Coorte

As atuais condições de vida indicam um prolongado declínio da mortalidade, levando-nos a crer que os futuros níveis da mortalidade serão mais baixos do que os níveis atuais. Em outras palavras, podemos dizer que as taxas correntes de mortalidade não serão observadas pelos sobreviventes nos próximos anos, nem mesmo pelos recém-nascidos no próprio ano. Com isso, concluímos que o tempo médio de vida corrente, calculado através da esperança de vida ao nascer de período, subestimar a longevidade da coorte recém-nascida.

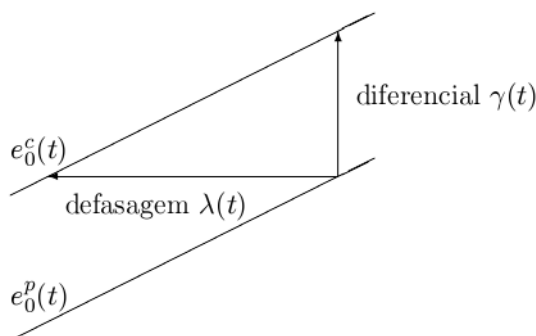
Enquanto a população passar pelo processo de melhorias da mortalidade, a curva da esperança de vida ao nascer de período, em função do tempo, estará sempre abaixo da curva da esperança de vida ao nascer de coorte, como mostrado na Figura 3.1.

A distância vertical entre as duas curvas fornece o *diferencial*  $\gamma(t)$  entre as duas medidas de longevidade observadas no ano corrente. Formalmente,  $\gamma(t)$  nos diz quantos anos a esperança de vida do período observado difere da esperança de vida da coorte nascida no mesmo período. Podemos dizer também que o diferencial fornece bônus que a coorte recém-nascida recebe da futura melhoria na mortalidade (GOLDSTEIN e WACHTER, 2006). Empiricamente, encontramos o diferencial da seguinte maneira:

$$\gamma(t) = e_0^c(t) - e_0^p(t). \quad (3.6)$$

<sup>7</sup>Note por (3.5) que a taxa de mortalidade também pode ser definida como  $m(x, t+x) = d(x, t+x)/L(x, t+x)$ .

**Figura 3.1.** Ilustração teórica do diferencial e da defasagem entre a esperança de vida ao nascer de período e de coorte, quando há declínio da mortalidade



Já a distância horizontal entre as curvas das esperanças de vida ao nascer fornece a *defasagem*  $\lambda(t)$  entre o ano corrente, no qual se obtém a estimativa de período, e o ano de nascimento da coorte<sup>8</sup>, cuja estimativa do tempo médio de vida seja equivalente. De tal modo,  $\lambda(t)$  nos diz quanto tempo é preciso regredir para encontrarmos uma coorte com a mesma esperança de vida observada no período atual. Podemos dizer que a defasagem empírica é representada por:

$$\lambda(t) = \min\{\lambda | e_0^c(t - \lambda) = e_0^p(t)\}. \quad (3.7)$$

Em vista dessa correspondência, mostramos que a esperança de vida ao nascer de período pode ser considerada um indicador defasado da longevidade de coorte. Verificamos também que a translação da esperança de vida de período está diretamente relacionada com a defasagem, uma vez que encontrar a coorte equivalente implica em localizar no tempo o ano de correspondência da estimativa de período. Empiricamente, esse processo exige o conhecimento de longas séries estatísticas de mortalidade, incluindo a experiência de vida passada e projetada. Porém, há outros meios que permitem estabelecer essa translação sem a necessidade de tais informações.

Pioneiro no estudo do processo da translação das componentes demográficas, Ryder (1964, p.81) identificou um modelo teórico aproximado para estabelecer a equivalência das medidas de fecundidade de período para coorte, mas advertiu que “o desenvolvimento de métodos de translação tem provado maior dificuldade para as funções de mortalidade do que para as funções de fecundidade”.

Influenciados por esses estudos, Goldstein e Wachter (2006) procuram elucidar esse paradigma. Sob a suposição de mudanças constantes na esperança de vida de período, os autores analisam esse indicador como a média móvel das experiências de vida de algumas coortes passadas e mostram que há correspondência entre a medida de período e a medida de pelo menos

<sup>8</sup>A coorte de nascimento, cuja longevidade seja equivalente à esperança de vida do período em questão, é chamada de *coorte equivalente*.

uma coorte com algum atraso <sup>9</sup>. Porém, a translação somente se aplica à esperança de vida ao nascer, não havendo equivalência com as demais funções da tabela de sobrevivência em qualquer idade.

Uma alternativa ao cálculo do diferencial e da defasagem, que podem ser computados empiricamente através das esperanças de vida, dá-se teoricamente por meio das funções correntes de mortalidade presentes na tabela de sobrevivência. Como as taxas específicas são as geratrizes das estimativas de longevidade, Goldstein e Wachter (2006) propõem um modelo para estimá-las e estabelecem uma relação entre as esperanças de vida de período e coorte segundo essas taxas modeladas. Esse modelo se baseia no método de projeção de Lee-Carter (1992) e assume mudanças log-lineares por idade, sobre o tempo, a uma taxa constante. Gerado através de duas tabelas de sobrevivência observadas em dois pontos no tempo, em  $t_0 = 0$  um período inicial e em  $t_f$  um período final, o modelo define a força da mortalidade em termos do nível base  $\mu(x, t_0)$  como:

$$\mu(x, t) = \mu(x, t_0) \exp \left\{ \frac{\ln(\mu(x, t_0)) - \ln(\mu(x, t_f))}{t_f - t_0} t \right\}, \quad (3.8)$$

onde  $t$  é o tempo decorrido entre  $t_0$  e o período de interesse.

Nós assumiremos, para fins de demonstração que:

$$-kb(x) = \frac{\ln(\mu(x, t_0)) - \ln(\mu(x, t_f))}{t_f - t_0}, \quad (3.9)$$

tal que,  $kb(x)$  representa a taxa específica exponencial anual da melhoria da mortalidade, onde  $k$  corresponde à taxa exponencial (média) anual da melhoria da mortalidade, dada pela média da expressão à direita de (3.9) sobre todas as idades. A família dos parâmetros  $b(x)$  decorre diretamente da igualdade (3.9) e pode ser entendida como a variação proporcional da melhoria por idade sobre a taxa média anual <sup>10</sup>.

Desse modo, podemos reescrever a esperança de vida ao nascer de período em  $t$ , dada a taxa de melhoria da mortalidade  $k$  da seguinte forma:

$$e_0^p(t, k) = \int_0^\infty \exp \left( - \int_0^a \mu(x) e^{-kb(x)t} dx \right) da, \quad (3.10)$$

e a esperança de vida ao nascer de coorte em  $t$  dada a taxa de melhoria na mortalidade  $k$  como:

$$e_0^c(t, k) = \int_0^\infty \exp \left( - \int_0^a \mu(x) e^{-kb(x)(t+x)} dx \right) da. \quad (3.11)$$

Se  $e_0^p(0, k) = e_0^c(-\lambda, k)$ , então, expandindo a esperança de vida de coorte em série de Taylor em torno de  $k = 0$  até a primeira derivada, obtemos um modelo teórico para a defasagem que

<sup>9</sup>Esse resultado é garantido, pois, em analogia ao teorema do valor médio do cálculo, podemos mostrar que o valor médio de uma função contínua e derivável sobre um intervalo é igual a um valor particular dentro desse intervalo.

<sup>10</sup>Ver Apêndice A para descrição de todas as fórmulas deste capítulo em notação discreta.

fornece uma aproximação de primeira ordem dada por:

$$\hat{\lambda}_1(t) = \frac{k \int_0^\infty ab(a)e_p(a,t)l_p(a,t)\mu(a,t)da}{k \int_0^\infty b(a)e_p(a,t)l_p(a,t)\mu(a,t)da}, \quad (3.12)$$

onde  $e_p(a,t)$  e  $l_p(a,t)$  são funções das tabelas de sobrevivência de período que descrevem, respectivamente, a esperança de vida e a proporção de sobreviventes, ambos na idade exata  $a$  e no tempo  $t$ .

Observe que, contraintuitivamente, a magnitude da defasagem não depende da taxa de melhoria na mortalidade  $k$ , uma vez que  $k$  está presente tanto no numerador quanto no denominador da aproximação de  $\hat{\lambda}_1(t)$ , o que implica em seu cancelamento. Notemos ainda que essa aproximação somente é definida quando  $k \neq 0$ . De fato, se  $k = 0$ , então o diferencial e a defasagem são nulos e a esperança de vida de período é igual à esperança de vida de coorte.

Analogamente, obtemos o modelo teórico para o diferencial entre  $e_0^c(t,k)$  e  $e_0^c(t,k)$ , dado por uma aproximação de primeira ordem:

$$\hat{\gamma}_1(t) = k \int_0^\infty ab(a)e_p(a,t)l_p(a,t)\mu(a,t)da. \quad (3.13)$$

A expressão  $g(a) = kb(a)e_p(a,t)l_p(a,t)\mu(a,t)$  pode ser interpretada como os anos de vida ganhos na idade  $a$  pela melhoria na mortalidade em  $t$ . Consequentemente, a aproximação de primeira ordem da defasagem corresponde à idade média à melhoria da mortalidade, tal que  $\hat{\lambda}_1(t) = \int ag(a,t)da / \int g(a,t)da$ . Além disso, analiticamente, o denominador da expressão de  $\hat{\lambda}_1(t)$  descreve a taxa de variação instantânea da esperança de vida ao nascer de período sobre o tempo<sup>11</sup>:

$$\dot{e}(t) = \frac{\partial e_0^p(t)}{\partial t} = k \int_0^\infty b(a)e_p(a,t)l_p(a,t)\mu(a,t)da. \quad (3.14)$$

Porém, Goldstein e Wachter(2006) observam que  $\hat{\lambda}_1$  não oferece uma aproximação acurada da defasagem e propõem uma aproximação de segunda ordem como melhor alternativa para seu cálculo.

$$\hat{\lambda}_2(t) = \frac{\hat{\gamma}_1(t)}{\bar{e}(t)}, \quad (3.15)$$

onde  $\bar{e}$  representa geometricamente a inclinação média da trajetória da esperança de vida de período entre  $t$  e  $t - \lambda$ :

$$\bar{e}(t) \approx \dot{e}(t) - \frac{\hat{\lambda}_1(t)}{2}\ddot{e}(t). \quad (3.16)$$

A curvatura é dada através de uma aproximação linear, em  $\frac{\hat{\lambda}_1}{2}$  anos antes do tempo de interesse, tal que:

$$\ddot{e}(t) = k^2 \int_0^\infty l_p(x,t) \left[ \left( \int_0^x \mu(a,t)b(a)da \right)^2 - \int_0^x \mu(a,t)b^2(a)da \right] dx \quad (3.17)$$

<sup>11</sup>O mesmo resultado foi obtido por Vaupel e Canudas-Romo (2003).

é a derivada de (3.14) em função do tempo.

Os autores defendem que o objetivo do modelo de mudanças proporcionais (3.8) não é prever exatamente a mortalidade, mas entendê-la estruturalmente para que seja possível estabelecer as relações de diferencial e defasagem. Com o aumento da longevidade, espera-se que os ganhos na sobrevivência sejam transferidos para as idades avançadas, onde há maior possibilidade de melhorias. Por isso, uma das principais implicações do modelo proposto é mostrar que a defasagem está associada à idade média à melhoria da mortalidade e não à idade média à morte, como estabelecido em (2.6).

O uso de informações transversais, obtidas das próprias tabelas de sobrevivência de período, se destaca como a principal vantagem dos modelos teóricos do diferencial e da defasagem. A disponibilidade dos dados longitudinais sobre mortalidade torna-se um empecilho às estimativas da esperança de vida de coorte, assim como às estimativas empíricas da defasagem e do diferencial. Nesse sentido, os modelos teóricos propostos em (3.12), (3.13) e (3.15) simplificam o processo de translação da esperança de vida de período e dispensam as projeções das tábuas de mortalidade de coorte.



## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nossos resultados confirmam o que discutimos até o presente momento a respeito dos indicadores de longevidade: quando há melhorias da mortalidade, a esperança de vida de coorte é maior do que a esperança de vida de período. Pela Figura 4 vemos claramente que a curva da esperança de vida de coorte está sempre acima da curva da esperança de vida de período durante a fase de mudanças da longevidade no Brasil.

A Figura 4 sintetiza todas as informações a respeito dos ganhos da mortalidade brasileira, observados e projetados, entre 1980 e 2050, por sexo. As curvas contínuas em preto representam as esperanças de vida ao nascer de coorte e de período, calculadas conforme descrito nas Seções 3.1 e 3.2 (resultados disponíveis nas Tabelas B1 e B2 no Apêndice B). A curva contínua em azul descreve a defasagem empírica obtida de acordo com a expressão (3.7) e a curva contínua em vermelho descreve o diferencial empírico segundo a expressão (3.6), ambas medidas apresentadas na Seção 3.3 (resultados disponíveis nas Tabelas B3 e B4 no Apêndice B). A curva tracejada em azul fornece a aproximação de primeira ordem da defasagem estimada pelo modelo teórico (3.12), enquanto a curva pontilhada em azul fornece a aproximação de segunda ordem da defasagem estimada pelo modelo teórico (3.15), ambos modelos descritos na Seção 3.3 (resultados disponíveis nas Tabelas B6 e B7 no Apêndice B). Por fim, a curva tracejada em vermelho representa a aproximação de primeira ordem do diferencial estimado pelo modelo teórico (3.13) apresentado na Seção 3.3 (resultados disponíveis na Tabela B5 no Apêndice B).

Confirmando-se nossa projeção, podemos dizer, por exemplo, que a coorte das mulheres nascidas em 2010 viverá em média 84,4 anos, enquanto a esperança de vida ao nascer, calculada segundo as taxas correntes de mortalidade de 2010, estimaria somente 77,3 anos para as recém-nascidas. O diferencial empírico dado pela diferença entre as duas medidas é, portanto, de 7,1 anos. O diferencial teórico, por outro lado, fornece uma estimativa maior e sugere que a diferença entre as esperanças de vida de período e coorte seria de 11,0 anos. A defasagem empírica explica que, na realidade, a esperança de vida de período equivale à longevidade de uma coorte nascida há 29,7 anos atrás. Já a defasagem teórica estima que é preciso retroceder mais tempo ainda para encontrar a coorte equivalente, cerca de 44,9 anos segundo a aproximação de primeira ordem e 32,6 anos segundo a aproximação de segunda ordem.

Percebemos também que ambas as curvas das esperanças de vida são suaves, representando, portanto, que no intervalo estudado não projetamos impactos ou choques externos na mortalidade. Essas curvas possuem ainda concavidade voltada para baixo e apresentam crescimento constante no tempo. Nesse sentido, entendemos que o processo de ganhos da sobrevivência foi contínuo, não havendo estabilização das estimativas do tempo médio de vida.

Ao analisar as tendências da mortalidade no Brasil, percebemos que as esperanças de vida crescem acentuadamente nas primeiras décadas e, com o passar do tempo, os ganhos da sobrevivência tendem a se reduzir. A diminuição no ritmo das melhorias na mortalidade é natural à medida que a longevidade se estende. Quando os níveis de mortalidade são elevados, principalmente a mortalidade infantil, há muito para se melhorar. Mas quando os níveis se encontram baixos, perceber algum ganho na sobrevivência se torna difícil.

Por exemplo, entre 1980 e 1990, as mulheres se beneficiaram de um ganho de 4,8 anos na esperança de vida de período e, surpreendentemente, de 3,2 anos na esperança de vida de coorte. Na última década em estudo (2040-2050), a melhoria percebida pelas mulheres foi de 1,2 anos e de 0,6 anos nas esperanças de vida de período e coorte, respectivamente.

Notamos assim que a esperança de vida de período mostra maiores ganhos, em comparação à esperança de vida de coorte, o que explica a distância decrescente entre as curvas. Podemos dizer, portanto, que a medida de longevidade de coorte é mais sensível ao declínio da mortalidade no início da queda, enquanto a medida de período é mais sensível às mudanças da mortalidade quando o ritmo da queda desacelera.

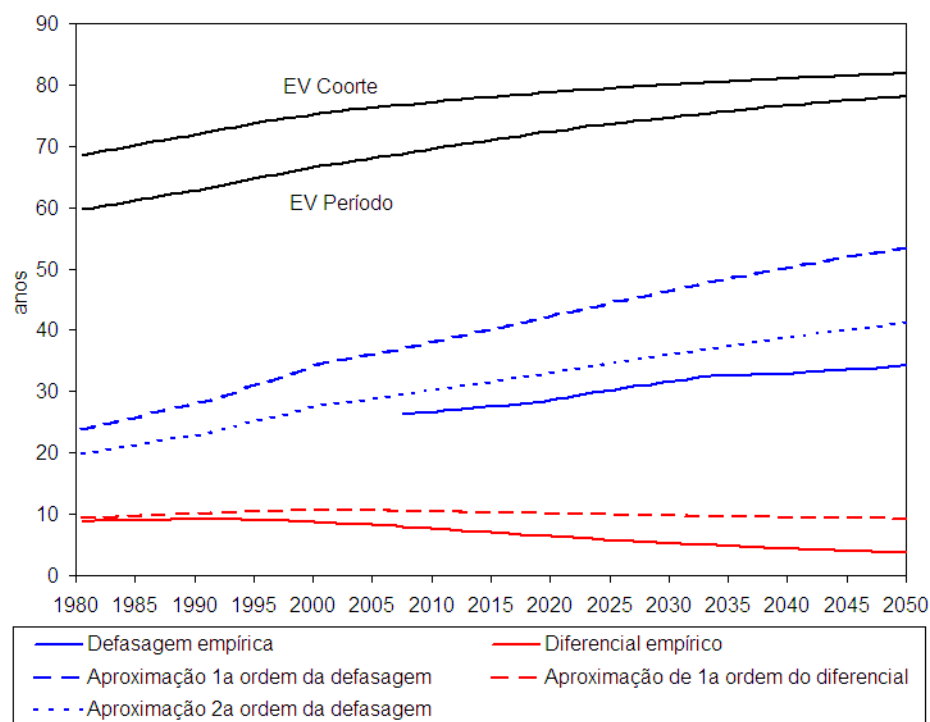
Sabendo que as taxas de mortalidade observadas no período produzem um valor cada vez mais próximo da esperança de vida coorte, gerada através do conjunto de taxas experimentadas ao longo dos anos, o diferencial se torna decrescente com o tempo. O declínio acentuado da curva do diferencial somente confirma o fato de que as esperanças de vida se aproximam com o passar dos anos.

Por exemplo, em 1980, a longevidade feminina alcança 65,7 anos na estimativa de período e 77,2 anos na estimativa de coorte, resultando em uma diferença de 11,4 anos entre ambas. Em 2050, a esperança de vida feminina de período chega a cifra de 84,6 anos e a esperança de vida de coorte chega a 87,8 anos, levando a uma diferença, consideravelmente menor, de 3,2 anos.

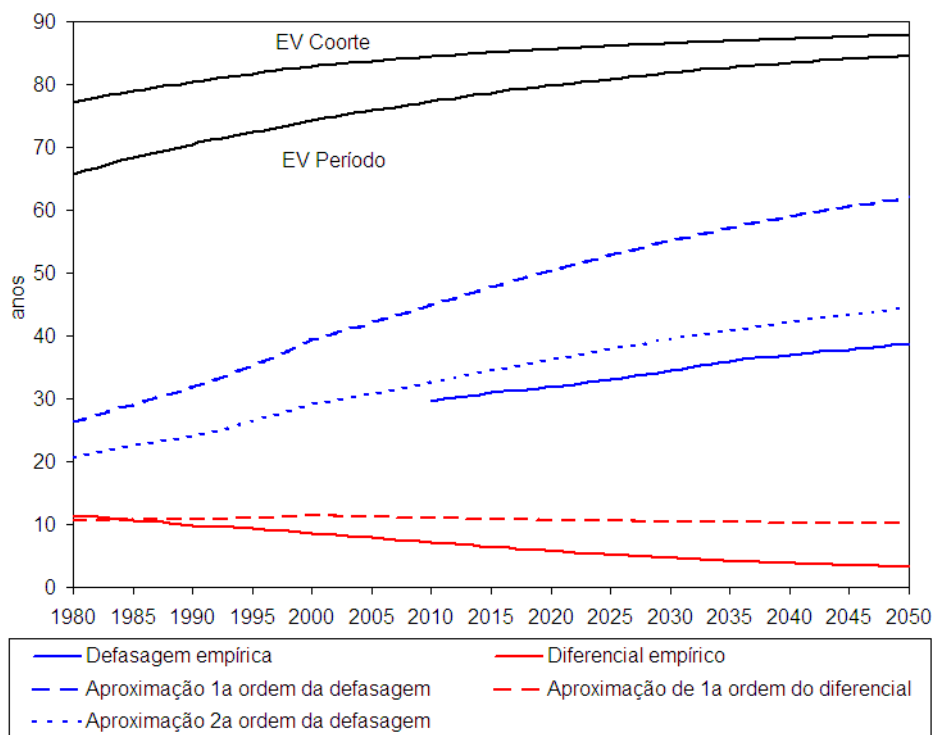
Segundo a nossa projeção, este resultado nos leva a crer que a medida convencional de período se mostrará um indicador acurado da esperança de vida de coorte em poucas décadas. No entanto, a defasagem indica justamente o oposto.

Pela Figura 4.1, vemos que a curva da defasagem empírica cresce com o tempo e mostra uma tendência linear com uma pequena inclinação. Em outras palavras, podemos dizer que enquanto as melhorias na mortalidade persistirem, precisaremos regredir cada vez mais para encontrar

Figura 4.1. Tendência das esperanças de vida ao nascer de coorte e de período; defasagens e diferenciais resultantes estimados empiricamente e aproximados pelo modelo teórico de Goldstein-Wachter, por sexo - Brasil(1980-2050)



(a) Sexo Masculino



(b) Sexo Feminino

Fonte: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050 e baseados na Tábua de mortalidade limite em 2100 do U.S. Bureau of the Census.

Nota: Aproximações obtidas de acordo com a taxa anual de melhoria na mortalidade  $k$  igual a 0,0197 para os homens e 0,0249 para as mulheres, segundo o período de referência 1980 a 2050.

uma coorte cuja longevidade seja equivalente à estimativa de período.

Observemos as estimativas femininas como exemplo. Ao passo que a defasagem empírica em 2010 é de 29,7 anos, em 2050 é 38,7 anos, ou seja, no primeiro caso, precisamos regredir quase 30 anos para encontrar uma coorte feminina que vivenciará a mesma longevidade calculada no período, e, no segundo caso, precisamos regredir mais ainda, cerca de 40 anos.

Logo, ao contrário do que podemos pensar, mesmo que a esperança de vida de período tenda ao mesmo nível da esperança de vida de coorte, não podemos dizer que a medida convencional de período seja um bom indicador da longevidade da coorte recém-nascida, uma vez que a defasagem mostra um distanciamento progressivo da coorte equivalente.

Através da Figura 4.1, percebermos que a distância vertical (diferencial) entre as curvas das esperanças de vida se reduz, enquanto a distância horizontal (defasagem) cresce. Isso decorre dos diferentes ganhos da sobrevivência por idade em cada medida de longevidade.

As coortes equivalentes experimentam uma mistura de altas e baixas taxas de mortalidade, comparativamente às taxas observadas no período de correspondência. Os altos níveis de mortalidade correspondem às taxas passadas e os baixos níveis às taxas futuras. Quando o ritmo de melhoria da mortalidade cai, as taxas vivenciadas pelas coortes no passado continuam elevadas em relação aos níveis correntes, já as taxas futuras não se tornam tão expressivamente mais baixas. Assim, mesmo que o ganho na evolução da esperança de vida de período seja pequeno, as estimativas de coorte perceberão ganhos menores ainda, o que leva a um distanciamento da correspondência entre período e coorte.

O comportamento da defasagem também pode ser analisado em outro sentido. Seja a defasagem o tempo necessário para a esperança de vida de período alcançar o nível da esperança de vida da coorte recém-nascida. Quanto maior for o ganho da sobrevivência num determinado período, menos tempo será preciso para que a medida de período se torne equivalente à esperança de vida da coorte em questão. Em contrapartida, quanto menor for o ganho observado no período, mais tempo será preciso para encontrar a correspondência. Logo, os resultados não são contraditórios. Com menores ganhos, as esperanças de vida de período e coorte do mesmo ano se aproximam, mas a equivalência torna-se mais difícil.

Notamos também, pela Figura 4.1, que as curvas da defasagem empírica e das esperanças de vida, tanto de período quanto de coorte, não são paralelas entre si. Isto significa que o ritmo de crescimento de cada estimativa é diferente e o processo de queda na mortalidade é complexo de ser descrito.

É importante destacar que não há estimativas da defasagem empírica para todo o intervalo em estudo. A correspondência entre as esperanças de vida de período e coorte não pode ser encontrada para os primeiros anos, uma vez que nossa série estatística conta com dados de

mortalidade unicamente entre 1980 e 2050. Dada a inexistência de informações sobre as taxas específicas de mortalidade antes de 1980, não há meios de se calcular a esperança de vida de coorte para anos anteriores a 1980, que por sua vez forneceria o tempo de defasagem empírico.

A série da defasagem empírica se estende por intervalos diferentes para cada sexo. Para os homens, foi possível estabelecer as estimativas da defasagem a partir do ano (período) de 2007 e, para as mulheres, somente a partir de 2010. A baixa esperança de vida masculina, comparativamente à feminina, tornou possível a correspondência da esperança de vida de período masculina para um maior número de anos. Nesse sentido, as coortes equivalentes masculinas são mais próximas dos períodos de referência do que as femininas. De fato, a defasagem masculina observada em 2010 é de 26,7 anos, ao passo que a defasagem feminina é de 29,7 anos.

A acentuada diferença nos níveis de longevidade entre os sexos é decorrente dos altos níveis de mortalidade masculina, principalmente por causas externas. A despeito disso, os resultados mostram que as tendências de crescimento das esperanças de vida ao nascer de período e coorte são percebidas semelhantemente entre homens e mulheres.

Ao final das décadas analisadas, a diferença entre as estimativas de período por sexo cresceu, passando de 6,1 anos para 6,4 anos de vida a favor das mulheres, entre 1980 e 2050. Contraditoriamente, a diferenças entre as estimativas de coorte decresceu, partindo de 8,7 anos para 6,0 anos no mesmo intervalo. Esse surpreendente fenômeno é resultante das diferentes transformações no padrão de mortalidade observadas entre períodos consecutivos e entre coortes consecutivas. Apesar da diferença nas estimativas de período de crescimento, a tendência projetada através das taxas específicas de mortalidade aponta para o sentido contrário, uma vez que em 2005 a diferença era de 7,6 anos a mais para as mulheres.

As aproximações, em geral, não coincidem com as defasagens e os diferenciais empíricos. Para a defasagem, a aproximação de primeira ordem, também entendida como a idade média à melhoria da mortalidade, superestima o nível da defasagem, além de apresentar-se ligeiramente mais inclinada. A aproximação de segunda ordem descreve razoavelmente o padrão da defasagem, mas ainda superestima o seu nível. Por sua vez, a aproximação do diferencial descreve bem o diferencial empírico nos primeiros anos do período estudado, mas, em seguida, não acompanha a queda do diferencial empírico, mantendo-se aproximadamente constante no restante do período.

Com base nos valores da defasagem empírica, apresentamos na Tabela 4.1 a translação da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, determinando qual coorte de nascimento teria sua longevidade equivalente à estimativa de período. Por exemplo, a esperança de vida ao nascer calculada para as mulheres no ano de 2010 é equivalente à esperança de vida de uma coorte feminina nascida em 1980. Assim, a esperança de vida estimada para a coorte hipotética recém-nascida em 2010 estaria, na realidade, estimando a longevidade de uma coorte

**Tabela 4.1. Translação da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, segundo os resultados obtidos empiricamente através da série estatística brasileira de mortalidade (1980-2050)**

período	coorte equivalente		período	coorte equivalente	
	masculina	feminina		masculina	feminina
2007,5	1981,2	-	2029,5	1998,0	1995,3
2008,5	1982,1	-	2030,5	1998,8	1996,1
2009,5	1982,9	-	2031,5	1999,4	1996,8
2010,5	1983,8	1980,8	2032,5	2000,2	1997,4
2011,5	1984,5	1981,6	2033,5	2001,0	1998,1
2012,5	1985,3	1982,3	2034,5	2002,0	1998,8
2013,5	1986,1	1983,0	2035,5	2003,0	1999,6
2014,5	1987,0	1983,8	2036,5	2003,9	2000,2
2015,5	1987,9	1984,6	2037,5	2004,8	2001,0
2016,5	1988,7	1985,4	2038,5	2005,7	2001,9
2017,5	1989,5	1986,2	2039,5	2006,6	2002,8
2018,5	1990,3	1987,0	2040,5	2007,6	2003,6
2019,5	1991,0	1987,9	2041,5	2008,4	2004,4
2020,5	1991,8	1988,8	2042,5	2009,3	2005,2
2021,5	1992,4	1989,5	2043,5	2010,1	2006,0
2022,5	1993,0	1990,2	2044,5	2011,0	2006,9
2023,5	1993,7	1990,9	2045,5	2012,0	2007,8
2024,5	1994,4	1991,7	2046,5	2012,8	2008,5
2025,5	1995,1	1992,5	2047,5	2013,6	2009,3
2026,5	1995,9	1993,2	2048,5	2014,5	2010,1
2027,5	1996,6	1993,9	2049,5	2015,3	2010,9
2028,5	1997,3	1994,6	2050,5	2016,3	2011,8

Fontes: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050 e da Tábua de Mortalidade Limite em 2100 do U.S. Bureau of the Census.

Nota: Resultados obtidos pela interpolação simples entre os anos relativos às estimativas das esperanças de vida ao nascer de coorte, que limitam a esperança de vida de período a ser transladada, e o respectivo ano da mesma.

passada. Em outras palavras, podemos dizer que as mulheres que alcançassem 30 anos em 2010 teriam sua esperança de vida ao nascer equivalente à estimativa do ano corrente, ao passo que as mulheres com idade abaixo e acima de 30 anos teriam sua longevidade subestimada e sobrestimada, respectivamente.

Dada a impossibilidade de encontrar, empiricamente, uma coorte equivalente para todos os anos, nossos resultados nos permitem avaliar a correspondência entre as esperanças de vida somente a partir de 2007 para os homens e a partir de 2010 para as mulheres. As estimativas de longevidade construídas para período até meados da década de 2030 equivalem às estimativas de coortes nascidas no século passado. Já para as demais estimativas construídas até 2050, a correspondência não ultrapassa a coorte de 2016. No início da translação, a defasagem é de 26,3 anos para os homens e de 29,7 anos para as mulheres, enquanto, ao final do intervalo em estudo, o distanciamento se agrava, passando a 34,2 anos e a 38,7 anos para homens e mulheres,

respectivamente. Enfim, com o passar dos anos, as coortes equivalentes se tornam cada vez mais remotas.

A fim de comparar os resultados empíricos e teóricos, analisemos a translação da esperança de vida ao nascer feminina para o ano (período) de 2010. De acordo com a aproximação de primeira ordem da defasagem, apresentada na Tabela 4.2, o ano de nascimento da coorte equivalente seria 1965. A aproximação de segunda ordem, por outro lado, estima que a coorte equivalente seria aquela nascida em 1977, veja a Tabela 4.3. A diferença entre o ano de nascimento da coorte dado pela defasagem empírica e dado pelos modelos teóricos é de, aproximadamente, 15 anos e 3 anos segundo as aproximações de primeira e segunda ordem, respectivamente.

O pressuposto fundamental do modelo Goldstein-Wachter, mudanças da mortalidade a uma taxa constante, torna seus resultados diferentes daqueles estimados pela nossa projeção, que supõe uma tábua limite a ser alcançada. Embora os resultados dos modelos teóricos empregados não coincidam com os valores empíricos, cabe a cada pesquisador analisar se os desvios dessas estimativas são aceitáveis ou não aos interesses de seus estudos.

Para as quedas da mortalidade observadas na Suécia e nos Estados Unidos durante o século XX, Goldstein e Wachter (2006) encontram resultados parecidos aos brasileiros. Os autores mostram que a defasagem empírica cresce fortemente com o tempo e tende a acompanhar a idade média à melhoria da mortalidade. Em contrapartida, o diferencial empírico inicialmente aumenta e, algum tempo depois, declina.

Nesse contexto, o simples modelo de mudanças de proporcionais da mortalidade proposto descreve razoavelmente bem os ganhos da sobrevivência e as trajetórias empíricas da defasagem e do diferencial para a Suécia e os Estados Unidos. Enquanto a aproximação de segunda ordem da defasagem fornece uma estimativa mais acurada dos valores observados, a aproximação de primeira ordem sobreestima as defasagens reais durante quase todo o intervalo em estudo. Já a aproximação do diferencial representa uma versão suavizada das verdadeiras medidas e, por isso, falha ao capturar as fortes oscilações temporais da longevidade nesse intervalo.

Portanto, as grandes variações na estrutura etária da melhoria da mortalidade, sobre o tempo, são as principais responsáveis pelos desvios encontrados entre as estimativas dos modelos teóricos e as estimativas empíricas, tanto no caso brasileiro, quanto para a Suécia e os Estados Unidos. A despeito disso, a suposição de mudanças proporcionais da mortalidade pode fornecer um cenário plausível para os ganhos da longevidade vivenciados ou a serem vivenciados por muitos países futuramente.

**Tabela 4.2. Translação da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, segundo os resultados obtidos através do modelo teórico da defasagem, dada pela aproximação de primeira ordem**

período	coorte equivalente		período	coorte equivalente	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980,5	1956,8	1954,3	2016,5	1975,7	1968,2
1981,5	1957,4	1954,7	2017,5	1976,3	1968,7
1982,5	1957,9	1955,2	2018,5	1976,9	1969,2
1983,5	1958,5	1955,6	2019,5	1977,5	1969,6
1984,5	1959,0	1955,9	2020,5	1978,0	1970,1
1985,5	1959,5	1956,4	2021,5	1978,6	1970,6
1986,5	1960,1	1956,9	2022,5	1979,2	1971,1
1987,5	1960,7	1957,4	2023,5	1979,8	1971,6
1988,5	1961,2	1957,9	2024,5	1980,4	1972,2
1989,5	1961,8	1958,3	2025,5	1980,9	1972,6
1990,5	1962,4	1958,7	2026,5	1981,5	1973,2
1991,5	1962,9	1959,1	2027,5	1982,1	1973,7
1992,5	1963,3	1959,4	2028,5	1982,7	1974,3
1993,5	1963,6	1959,8	2029,5	1983,3	1974,8
1994,5	1963,9	1960,0	2030,5	1983,9	1975,4
1995,5	1964,3	1960,3	2031,5	1984,5	1976,0
1996,5	1964,7	1960,5	2032,5	1985,1	1976,6
1997,5	1965,1	1960,7	2033,5	1985,7	1977,2
1998,5	1965,4	1960,9	2034,5	1986,3	1977,8
1999,5	1965,7	1961,0	2035,5	1986,9	1978,3
2000,5	1966,0	1961,1	2036,5	1987,6	1979,0
2001,5	1966,7	1961,6	2037,5	1988,2	1979,6
2002,5	1967,3	1962,1	2038,5	1988,9	1980,3
2003,5	1968,0	1962,6	2039,5	1989,5	1980,9
2004,5	1968,6	1963,0	2040,5	1990,1	1981,5
2005,5	1969,3	1963,4	2041,5	1990,8	1982,2
2006,5	1969,9	1963,9	2042,5	1991,5	1982,9
2007,5	1970,5	1964,4	2043,5	1992,1	1983,6
2008,5	1971,1	1964,8	2044,5	1992,8	1984,3
2009,5	1971,7	1965,2	2045,5	1993,4	1984,9
2010,5	1972,2	1965,6	2046,5	1994,1	1985,7
2011,5	1972,8	1966,0	2047,5	1994,8	1986,4
2012,5	1973,4	1966,5	2048,5	1995,5	1987,1
2013,5	1974,0	1966,9	2049,5	1996,2	1987,8
2014,5	1974,6	1967,3	2050,5	1996,9	1988,5
2015,5	1975,1	1967,7			

Fonte: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050.

Nota: Resultados obtidos através das estimativas da aproximação de primeira ordem da defasagem, apresentadas na Tabela B6.



**Tabela 4.3. Translação da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, segundo os resultados obtidos através do modelo teórico da defasagem dada pela aproximação de segunda ordem**

período	coorte equivalente		período	coorte equivalente	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980,5	1960,8	1959,8	2016,5	1984,5	1981,7
1981,5	1961,4	1960,5	2017,5	1985,2	1982,4
1982,5	1962,1	1961,1	2018,5	1985,9	1983,0
1983,5	1962,8	1961,7	2019,5	1986,6	1983,7
1984,5	1963,5	1962,3	2020,5	1987,3	1984,3
1985,5	1964,1	1963,0	2021,5	1988,0	1985,0
1986,5	1964,8	1963,7	2022,5	1988,7	1985,7
1987,5	1965,5	1964,4	2023,5	1989,5	1986,3
1988,5	1966,2	1965,1	2024,5	1990,1	1987,0
1989,5	1966,9	1965,7	2025,5	1990,8	1987,6
1990,5	1967,5	1966,4	2026,5	1991,6	1988,3
1991,5	1968,2	1967,0	2027,5	1992,3	1989,0
1992,5	1968,7	1967,6	2028,5	1993,0	1989,7
1993,5	1969,2	1968,1	2029,5	1993,7	1990,4
1994,5	1969,7	1968,7	2030,5	1994,4	1991,1
1995,5	1970,2	1969,1	2031,5	1995,1	1991,8
1996,5	1970,8	1969,6	2032,5	1995,8	1992,5
1997,5	1971,3	1970,1	2033,5	1996,6	1993,2
1998,5	1971,9	1970,6	2034,5	1997,3	1993,9
1999,5	1972,3	1971,0	2035,5	1998,0	1994,6
2000,5	1972,8	1971,4	2036,5	1998,7	1995,4
2001,5	1973,6	1972,1	2037,5	1999,5	1996,1
2002,5	1974,3	1972,8	2038,5	2000,2	1996,9
2003,5	1975,1	1973,4	2039,5	2000,9	1997,6
2004,5	1975,9	1974,1	2040,5	2001,6	1998,3
2005,5	1976,6	1974,7	2041,5	2002,4	1999,1
2006,5	1977,4	1975,4	2042,5	2003,1	1999,9
2007,5	1978,1	1976,0	2043,5	2003,9	2000,6
2008,5	1978,8	1976,7	2044,5	2004,6	2001,4
2009,5	1979,5	1977,3	2045,5	2005,3	2002,1
2010,5	1980,2	1977,9	2046,5	2006,1	2002,9
2011,5	1981,0	1978,5	2047,5	2006,9	2003,7
2012,5	1981,7	1979,2	2048,5	2007,7	2004,5
2013,5	1982,4	1979,8	2049,5	2008,4	2005,3
2014,5	1983,1	1980,4	2050,5	2009,2	2006,1
2015,5	1983,8	1981,1			

Fontes: dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050.

Nota: Resultados obtidos através das estimativas da aproximação de segunda ordem da defasagem, apresentadas na Tabela B7.

## 5 DISCUSSÃO

Em uma população cuja mortalidade esteja fixa, a experiência de vida geracional sempre se repete, tornando possível observar em um único período todas as funções de mortalidade que geram a esperança de vida de qualquer coorte. Assim sendo, não haveria diferença entre as estimativas obtidas na análise longitudinal e as estimativas obtidas na análise transversal da população. Entretanto, com o processo de mudanças da sobrevivência, vemos que as taxas específicas de mortalidade se alteram constantemente, fazendo com que não seja possível a correspondência entre as *condições correntes* de mortalidade e as *verdadeiras experiências de vida* das coortes.

Aprofundando nossa reflexão sobre as mudanças da sobrevivência, constatamos que nenhuma coorte presente em um determinado ano absorverá todas as melhorias percebidas nesse período, pois o único ganho real alcançado pelas pessoas será aquele observado para a sua idade. Caso as condições de mortalidade continuem melhorando, os indivíduos que sobreviverem aos períodos seguintes continuarão se beneficiando de ganhos na longevidade. Nesse contexto, podemos observar duas situações: as coortes mais velhas, presentes na população, vivenciaram riscos de morte mais elevados do que as coortes mais jovens, enquanto as coortes futuras vivenciarão riscos mais baixos do que as atuais.

Mesmo a mortalidade se estabilizando, a esperança de vida de período somente estimará o tempo médio de vida da coorte recém-nascida, uma vez que as demais coortes experimentaram níveis de mortalidade diferentes nos anos anteriores. Além disso, até que todos os indivíduos nascidos previamente a essa estabilização morram, a longevidade calculada pelas taxas correntes de mortalidade não será uma estimativa acurada para todas as coortes sobreviventes no período.

Caso as condições de mortalidade se fixassem a partir de algum momento, todas as coortes ali presentes perceberiam os mesmos ganhos relativos da sua idade atual em diante, embora nem todos fossem beneficiados por ganhos nas idades mais jovens. Portanto, quando a mortalidade sofre ou sofreu recentemente oscilações, a esperança de vida de período nos dá indicadores enviesados sobre a longevidade das coortes reais.

No desenvolvimento deste trabalho, mostramos que, em vista das atuais circunstâncias, o debate sobre a mortalidade foi intensificado. Alguns autores acreditam que seria preciso a

utilização de novas medidas de longevidade para fornecer melhores estimativas do tempo médio de vida. No entanto, a concordância sobre alguns pontos dessa discussão não é unânime.

Ao considerarmos a natureza da mortalidade de países contemporâneos, as recentes metodologias exigem suposições, muitas vezes, irrealistas. Pois, dependendo do estágio de desenvolvimento em que cada país se encontra, não é uma tarefa fácil e generalizável descrever o processo de mudanças da mortalidade em vista da atual padrão de sobrevivência e de possíveis melhorias das condições de vida.

A existência do *efeito tempo* na esperança de vida de período também é questionável, uma vez que esse conceito é originário do campo da fecundidade, onde se pode perceber claramente a diferença entre o *efeito tempo* e o *efeito quantum*. Na fecundidade, a proposta original de ajuste se dá na Taxa de Fecundidade Total (medida de *quantum*), diferentemente da proposta da mortalidade que seria na Esperança de Vida de Período (medida de *tempo*). Já que a mortalidade é uma componente demográfica puramente de *tempo*, a adaptação da idéia de distorção para a análise da mortalidade não é amplamente aceita.

Para Rodriguez (2006), mesmo que reduções das taxas de mortalidade correspondam ao retardamento dos óbitos, o *quantum* no nível individual é sempre um, pois cada pessoa morre apenas uma vez. Não há risco de interpretações incorretas. Uma redução nas taxas de mortalidade somente pode significar que as pessoas estão adiando a idade média à morte e que, portanto, não há necessidade de ajustes na esperança de vida de período.

Os novos estimadores de longevidade, em geral, visam analisar as *condições correntes* de mortalidade, mas esse termo também é alvo de grande discussão. Segundo Vaupel (2002), as *condições correntes* de mortalidade se referem ao regime das condições de saúde prevalentes na população, que por sua vez são complexas e difíceis de serem mensuradas. Para o autor, deve-se levar em conta quaisquer fatores que influenciem o risco de morte, tais como nível educacional, exposição a doenças, dieta, tabagismo, genética, etc. Por outro lado, Bongaarts e Feeney (2008) entendem *condições correntes* de mortalidade como o regime de mortalidade a ser experimentado pela população estacionária equivalente, após a estabilização da mortalidade. Já para grande parte dos demógrafos, as condições correntes de mortalidade, no sentido mais popular da expressão, são expressas pelas taxas correntes de mortalidade.

Enfim, o termo *condições correntes* é definido segundo o objeto de estudo de cada pesquisador. Portanto, generalizando, conceituamos neste trabalho a análise das *condições correntes* de mortalidade como toda medida que se propõe ao estudo transversal da longevidade.

Se pensarmos nos novos indicadores de longevidade por outra perspectiva, estaremos construindo uma medida alternativa à esperança de vida de período, a qual, por sua vez, também é uma medida alternativa de esperança de vida de coorte. Assim sendo, estabelecer a relação entre a esperança de vida de período e de coorte é tão ou mais importante do que o estudo de novas

medidas de longevidade.

Porém, se desejamos estudar as *condições correntes* de mortalidade, ao invés das *experiências de vida* das coortes, então, a alternativa mais razoável continua sendo empregar a esperança de vida de período, por ser facilmente calculada e amplamente difundida.

Ao projetarmos as tendências da mortalidade para o Brasil, acreditamos que os ganhos da sobrevivência tendem a se reduzir, naturalmente, à medida que a longevidade se estende. Em vista dos menores ganhos da longevidade, nossos resultados indicaram que a translação leva a um diferencial decrescente e a uma defasagem progressiva com o tempo. Isto é, com o passar dos anos, a esperança de vida de período e de coorte tendem a se aproximar, enquanto as coortes equivalentes se tornam cada vez mais remotas. Nesse contexto, o ritmo de crescimento da medida de período é mais acelerado em relação à medida de coorte. Por isso, a estimativa de período se aproxima da esperança de vida da coorte atual (corrente) e se afasta, cronologicamente, da coorte equivalente (passada).

Embora as aproximações dos diferenciais e das defasagens não tenham se ajustado perfeitamente à série estatística brasileira de mortalidade, a divergência que encontramos em nossos resultados é explicada, principalmente, pelos diferentes pressupostos de melhoria da sobrevivência estabelecidos no modelo de mudanças proporcionais e na metodologia da tábua limite. Como nosso interesse na análise da sobrevivência é encontrar um modelo de mortalidade mais simples com menores desvios nos valores estimados, não se pode negar que Goldstein e Wachter (2006) progrediram na translação da esperança de vida de período e de coorte.

Vale lembrar que, a projeção do declínio da mortalidade, seja estabelecida por uma tabela limite ou por mudanças proporcionais, pode subestimar ou sobreestimar as medidas reais de longevidade em longo prazo. Mesmo nos baseando nas tendências observadas na população brasileira, a incerteza sobre o ritmo de melhorias a ser experimentado nas próximas décadas está presente em qualquer projeção que se faça.

Na construção do modelo teórico de mudanças da mortalidade, bem como das aproximações do diferencial e da defasagem, Goldstein e Wachter (2006) deixam implícito que a melhoria na mortalidade ocorrerá indefinidamente sobre o tempo, em ritmo gradualmente menor. Isso porque as mudanças nas funções de mortalidade refletidas na coorte somente são avaliáveis a longo prazo. Entretanto, consideramos que essa limitação não nos leva a conclusões absurdas, pelo contrário, acreditamos que nossos resultados conduzem a um ponto de partida factível.

Destacamos ainda que, no tocante aos modelos teóricos, há outra suposição implícita referente ao início da queda da mortalidade. Ao encontrarmos uma coorte equivalente, estamos assumindo que as melhorias da sobrevivência deram início antes do período em estudo em, no mínimo, o tempo estimado pela defasagem entre o ano corrente e o ano de nascimento dessa coorte.

O pressuposto de mudanças da mortalidade a uma taxa constante dificilmente pode ser verificado como a experiência de vida de qualquer coorte ou população real. Em contrapartida, durante grande parte do século passado, muitos países desenvolvidos experimentaram taxas de melhorias da mortalidade aproximadamente constantes, variando entre 1% e 2% ao ano em todas as idades. Por isso, Goldstein e Wachter (2006) flexibilizam os pressupostos de seu modelo e afirmam que, observando-se taxas de melhorias da mortalidade com pequenas variações, seu modelo pode ser aplicado.

Infelizmente, nenhuma metodologia foi desenvolvida para explicar o atual processo de ganhos da sobrevivência experimentado pelos países em desenvolvimento. Talvez por falta de recursos, de informações completas ou até mesmo pela complexidade do processo de mudanças da mortalidade vivenciado por esses países, isso não tenha sido possível. No entanto, ao que tudo indica, caminhamos no sentido da consolidação do processo de *envelhecimento populacional* e da *retangularização* da curva de sobrevivência. O que nos levará a um perfil característico de população padronizada, na qual, o modelo de mudanças da mortalidade já encontra um delineamento simplificado e conhecido.

## 6 CONCLUSÃO

Não é surpresa alguma encontrar nas estimativas oficiais a evidenciada melhoria da esperança de vida ao nascer. Isso porque a esperança de vida, principalmente ao nascer, é indicadora do nível de desenvolvimento do país, refletindo todo o conjunto de condições favoráveis ou desfavoráveis ali presentes. O registro do declínio histórico da mortalidade do Brasil, pelas instituições governamentais brasileiras, sempre se deu sob a perspectiva de período. Portanto, a análise das tendências da longevidade do país se limita às informações oficiais construídas para período. Contudo, enquanto o Brasil experimentar melhorias nas condições de vida, a tabela de sobrevivência de período não descreverá nenhuma coorte real.

Nesse contexto, os estudiosos da área apresentaram propostas alternativas à estimativa do tempo médio de vida, cada qual se propondo a responder diferentes tipos de questões. As recentes propostas apresentam alguns pressupostos incompatíveis com o atual contexto brasileiro, pois, na maioria das vezes, são delineados para países desenvolvidos cuja estrutura de mortalidade mostra-se diferente da nossa. Além disso, as novas medidas de longevidade exigem longas séries históricas sobre a dinâmica populacional, da qual ainda não temos um registro tão completo.

Os novos estimadores de longevidade têm como ideia principal analisar as *condições correntes* de mortalidade, ao passo que nosso objetivo é discutir a *experiência de vida* real das coortes presentes na população. Nossa proposta não visa discutir como construir o tempo médio de vida, mas sim o que deve ser utilizado na sua estimativa. A síntese da esperança de vida por meio construção da tabela de sobrevivência mostra-se tão vantajosa como sempre foi, porém o emprego das taxas específicas de mortalidade de período não é o único meio de estimar a longevidade populacional. Ao que tudo indica, a esperança de vida convencional não cairá em desuso, dada a facilidade de seu cálculo e a sua ampla difusão. Por isso mostramos que ela pode ser vista como um indicador defasado do tempo médio de vida de alguma coorte passada.

A translação da esperança de vida ao nascer de período, na perspectiva de coorte, é um recurso proveitoso para fornecer indicadores de quanto se configura o *bônus* relativo às futuras melhorias na mortalidade. Já a medida de coorte, por outro lado, fornece estimativas reais, ou pelo menos mais próximas, da longevidade de um grupo específico de indivíduos. Ao projetarmos as tabelas de sobrevivência de coorte temos, além da esperança de vida ao nascer, a sobrevida

em qualquer idade e muitas outras funções de mortalidade para um grupo real de pessoas.

Apesar da mortalidade se encontrar instável e de ser difícil afirmar sobre sua possível estabilidade ou quase-estabilidade, vale lembrar que essa componente demográfica ganha um papel cada vez mais importante sobre o processo de envelhecimento e de crescimento populacional. Por isso, a discussão sobre medidas de longevidade, tanto transversal quanto longitudinal, têm se intensificado.

## ***REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS***

- ARRIAGA, E. E.; DAVIS, K. The pattern of mortality change in Latin America. **Demography**, Chicago, v. 6, n. 3, p. 223-242, Aug. 1969.
- BERNSTEIN, P. L. **Desafio aos deuses**: a fascinante história do risco. Rio de Janeiro: Campus, 1997. 389 p.
- BONGAARTS, J. Five period measures of longevity. **Demographic Research**, Rostock v. 13, p. 547-558, Nov. 2005.
- BONGAARTS, J.; FEENEY, G. How long do we live? New York, **Population and Development Review**, New York, v. 28, n. 1, p. 13-29, Mar. 2002.
- BONGAARTS, J.; FEENEY, G. Estimating mean lifetime. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, Washington, v. 100, n. 23, p.13127-13133, Nov. 2003.
- BONGAARTS, J.; FEENEY, G. The quantum and tempo life-cycle events. **Vienna Yearbook of Population Research**, Vienna, p.115-151, 2006.
- BONGAARTS, J.; FEENEY, G. Afterthoughts on the mortality tempo effect. In: BARBI, E; BONGAARTS, J.; VAUPEL, J. W. (Ed.) **How long do we live?** Demographic models and reflections on tempo effects. Hardcover: Springer, 2008. p. 263-269.
- CANUDAS-ROMO, V.; SCHOEN, R. Age-specific contributions to changes in the period and cohort life expectancy. **Demographic Research**, Rostock, v.13, Article 3, p. 63-82, Aug. 2005.
- FEENEY, G. Increments to life and mortality tempo. **Demographic Research**, Rostock, v. 14, Article 2, p. 27-46, Jan. 2006.
- GOLDSTEIN, J. Found in translation? A cohort perspective on tempo-adjusted life expectancy. **Demographic Research**, Rostock, v. 14, Article 5, p. 71-84, Feb. 2006.
- GOLDSTEIN, J. R.; WACHTER, K. Relationships between period and cohort life expectancy: gaps and lags. **Population Studies**, London, v. 60, n. 3, p. 257-269, May 2006.
- GUILLOT, M. The cross-sectional average length of life (CAL): a cross-sectional mortality measure that reflects the experience of cohorts. **Population Studies**, London, v. 57, n. 1, p. 41-54, Oct. 2003.



GUILLOT, M. Tempo effects in mortality: an appraisal. **Demographic Research**, Rostock, v.14, Article 1, p.1-26, Jan.2006.

HORIUCH, S. Epidemiological transitions in developed countries: past, present and future. In: SYMPOSIUM ON HEALTH AND MORTALITY, 1997, Brussels. **Proceedings: health and mortality issues of global concern**. New York: United Nations, 1999. p. 54-71.

HORIUCH, S. Tempo effect on age-specific death rates. **Demographic Research**, Rostock, v.13, Article 8, p.189-203, Nov. 2005.

IBGE. **Dinâmica demográfica e a mortalidade no Brasil no período 1998-2008**. Rio de Janeiro, 2009a. Disponível em: <<http://ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2008/default.shtm>>. Acesso em: 5 fev.2010.

IBGE. **Indicadores sociodemográficos e de saúde no Brasil**. Rio de Janeiro, 2009b. 152 p. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, 25). Disponível em: <[http://ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/indic\\_sociosaude/2009/default.shtm](http://ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/indic_sociosaude/2009/default.shtm)>. Acesso em: 5 fev.2010.

IBGE. **Metodologia para construção da tábua completa de mortalidade para a população do Brasil**. Rio de Janeiro, 2009c. Disponível em: <[http://ibge.gov.br/servidor\\_arquivos\\_est/](http://ibge.gov.br/servidor_arquivos_est/)>. Acesso em: 5 fev.2010.

JUDSON, D. H.; POPOFF, C. L. Selected general methods. In: SIEGEL, J. S; SWANSON, D. A. (Ed.). **The methods and materials of demography**. San Diego: Elsevier Academic Press, 2004. p. 677-732.

MERRICK, T. W.; GRAHAM, D. H. **População e desenvolvimento econômico no Brasil: de 1800 até a atualidade**. Rio de Janeiro: Zahar, 1981. 442 p.

LE BRAS, H. Mortality tempo versus removal of causes of mortality: opposite views leading to different estimations of life expectancy. **Demographic Research**, Rostock, v. 13, Article 25, p. 615-640, Dec. 2005.

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

LUY, M. Mortality tempo-adjustment: theoretical considerations and an empirical application. **Demographic Research**, Rostock, v. 15, Article 21, p. 561-590, Dec. 2006.

OLIVEIRA, J. C.; ALBUQUERQUE, F. R. P. C. **A evolução da esperança de vida no Brasil na última década do século XX: os ganhos e os diferenciais por sexo**. Rio de Janeiro: IBGE. Departamento de População e Indicadores Sociais. [2009?]. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Tabuas\\_Completas\\_de\\_Mortalidade/Textos\\_metodologico\\_e\\_de\\_analise/Texto\\_da\\_Evolucao\\_Mortalidade\\_2001.zip](ftp://ftp.ibge.gov.br/Tabuas_Completas_de_Mortalidade/Textos_metodologico_e_de_analise/Texto_da_Evolucao_Mortalidade_2001.zip)>. Acesso em: 5 fev. 2010.

- PITACCO, E. et al. The basic mortality model. In: \_\_\_\_\_. **Modelling longevity dynamics for pensions and annuity business**. Oxford: Oxford University Press, 2009. cap.2. p. 45-88.
- PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography: measuring and modeling population processes**. Oxford: Blackwell Publishers, 2001. 291p.
- PUJOL, J. M. Procedimientos de proyección de la mortalidad utilizados en CELADE. In: CHACKIEL, J.; MACCIÓ, G. (Org.) **Métodos para proyecciones demográficas**. San José: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía, 1984. p. 87-119.
- RODRIGUEZ, G. Demographic translation and tempo effects: an accelerated failure time perspective. **Demographic Research**, Rostock, v.14, Article 6, p. 85-110, Feb. 2006.
- RYDER, N. The process of demographic translation. **Demography**, Chicago, v. 1, n. 1, p. 74-82, 1964.
- SAZANO, F. M.; FREIRE-MAIA, N. **Populações brasileiras: aspectos demográficos, genéticos e antropológicos**. São Paulo: Comp. Ed. Nacional, 1967. 177p.
- SCHOEN, R. Longevity and dynamic mortality. In: \_\_\_\_\_. **Dynamic population models**. Dordrecht: Springer, 2006. cap. 5. p. 79-98.
- SCHOEN, R.; CANUDAS-ROMO, V. Changing mortality and average cohort life expectancy. **Demographic Research**, Rostock, v. 13, Article 5, p. 117-142, Oct. 2005.
- SIMÕES, C. C. S. **Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos**. Brasília, DF: Organização Pan-Americana da Saúde, 2002. 141 p. Disponível em: <<http://www.opas.org.br/sistema/arquivos/perfis.pdf>>. Acesso em: 5 fev. 2010.
- SIMÕES, C. C. S.; OLIVEIRA, L. A. P. **A saúde infantil na década de 90**. In: UNICEF. **A infância brasileira nos anos 90**. Brasília, D F, 1998. p. 57-80.
- VETTER, D. M.; SIMÕES, C. C. da S. Acesso à infra-estrutura de saneamento básico e mortalidade. **Revista Brasileira de Estatística**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 165, p. 17-35, jan./mar. 1981. Disponível em: <[http://biblioteca.ibge.gov.br/colecao\\_digital\\_publicacoes.php](http://biblioteca.ibge.gov.br/colecao_digital_publicacoes.php)>. Acesso em: 5 fev. 2009.
- VAUPEL, J. W. Life expectancy at current rates vs. current conditions: a reflexion stimulated by Bongaarts and Feeney's "how long do we live?". **Demographic Research**, Rostock, v. 7, Article 8, p. 365-378, Aug. 2002.
- VAUPEL, J. W.; CANUDAS-ROMO, V. Decomposing change in life expectancy: a bouquet of formulas in honor of Nathan Keyfitz's 90th birthday. **Demography**, Chicago, v. 40, n. 2, p. 201-216, May 2003.

VAUPEL, J. W. Lifesaving, lifetimes and lifetables. **Demographic Research**, Rostock, v. 13, Article 24, p. 597-614, Dec. 2005.

VAUPEL, J. W. Turbulence in lifetables: demonstration by four simple examples. BARBI, E; BONGAARTS, J.; VAUPEL, J. W. (Ed.). **How long do we live?: demographic models and reflections on tempo effects**. Hardcover: Springer, 2008. p. 270-279.

WACHTER, K. Tempo and its tribulations. **Demographic Research**, Rostock, v. 13, Article 9, p. 201-222, Nov. 2005.

## *APÊNDICE A: APROXIMAÇÕES DISCRETAS*

A força de mortalidade  $\mu(x, t)$ , em notação discreta, tem como aproximação as taxas específicas de mortalidade  $m(x, t)$  ou  ${}_n m_x(t)$  calculadas convencionalmente como a razão entre eventos/expostos. Como se caracteriza por uma medida instantânea,  $\mu(x, t)$  define o risco de morte em uma exata idade, ao passo que,  $m(x, t)$  define esse risco para um grupo etário (idades entre  $x$  e  $x + n$ ). Em termos de equiparação, podemos considerar:

$$\int_x^{x+n} \mu(a, t) da \approx m(x, t). \quad (1)$$

O modelo de mudanças proporcionais de Goldstein-Wachter assume então, em função das taxas específicas de mortalidades observadas em dois pontos no tempo  $t_0$  e  $t_f$ , a seguinte forma:

$$m(x, t) = m(x, t_0) \exp\left(\frac{\ln(m(x, t_f)) - \ln(m(x, t_0))}{t_f - t_0}\right), \quad (2)$$

onde os parâmetro  $\hat{k}$  e  $\hat{b}(x)$ , vistos como os estimadores de  $k$  e  $b(x)$  segundo o grupo etário  $x$  e  $x + n$ , são definidos por:

$$\hat{k}\hat{b}(x) = \frac{\ln(m(x, t_0)) - \ln(m(x, t_f))}{t_f - t_0}, \quad (3)$$

tal que  $\hat{k}$  corresponde a média da expressão à direita de (3) sobre todos os grupos etários. A família dos parâmetros  $\hat{b}(x)$  decorre diretamente da divisão da expressão à direita de (3) por  $\hat{k}$ . Nesse sentido, a interpretação dos parâmetros se mantém a mesma.

O diferencial de primeira ordem  $\hat{\gamma}_1(t)$  em notação discreta é definido como:

$$\hat{\gamma}_1(t) \approx \hat{k} \sum_{x=0;n}^{\omega} (x + n/2) \hat{b}(x) e(x, t) L(x, t) m(x, t), \quad (4)$$

onde  $L(x, t)$  é a função da tabela de sobrevivência de período que descreve o número de pessoas-anos vividos entre as idades  $x$  e  $x + n$  em  $t$  e  $\omega$  é o extremo inferior do intervalo aberto. Para o último grupo etário, onde  $n = \infty$ , o termo do somatório de (4) assume a seguinte forma  $(\omega + e(\omega, t)) \hat{b}(\omega) (e(\omega, t)/2) L(\omega, t) m(\omega, t)$ .

Já a variação instantânea da esperança de vida ao nascer de período sobre o tempo  $\dot{e}(t)$  é

aproximada por:

$$\dot{e}(t) \approx \hat{k} \sum_{x=0;n}^{\omega} \hat{b}(x)e(x,t)L(x,t)m(x,t), \quad (5)$$

sendo que para o último grupo etário, onde  $n = \infty$ , o termo do somatório de (5) é gerado por  $\hat{b}(\omega)(e(\omega,t)/2)L(\omega,t)m(\omega,t)$ .

Portanto, dado que  $\hat{\lambda}_1(t) = \hat{\gamma}_1(t)/\dot{e}(t)$ , encontramos a defasagem de primeira ordem  $\hat{\lambda}_1(t)$  em função das aproximações dos termos do lado direito da igualdade definidas em (4) e (5).

A inclinação média da trajetória da esperança de vida  $\bar{e}(t)$ , aproximada por  $\bar{e}(t) \approx \dot{e}(t) - (\hat{\lambda}_1(t)/2)\ddot{e}(t)$ , pode ser reescrita como:

$$\ddot{e}(t) \approx \hat{k}^2 \sum_{x=0;n}^{\omega} L(x,t) \left[ \left( \sum_{a=0;n}^x m(a,t)\hat{b}(a) \right)^2 - \sum_{a=0;n}^x m(a,t)\hat{b}^2(a) \right]. \quad (6)$$

Lembrando que  $n = \infty$  para o último grupo etário.

E, por fim, a notação discreta para a defasagem de segunda ordem  $\hat{\lambda}_2$ , que mantém a relação  $\hat{\lambda}_2(t) = \hat{\gamma}_1(t)/\bar{e}(t)$ , é aproximada por (4), (5) e (6).

Como as tabelas de sobrevivência empregadas no desenvolvimento do trabalho estavam desagregadas em idades simples até a idade de 80 anos, usamos  $n = 1$ , com exceção do grupo aberto, e  $\omega = 80$  para o cálculo dos parâmetros e demais aproximações.

## *APÊNDICE B: PRINCIPAIS RESULTADOS*

**Tabela B1. Estimativas e projeções da esperança de vida ao nascer de período para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050**

período	esperança de vida		período	esperança de vida	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980	59,7	65,7	2016	71,4	78,9
1981	60,0	66,3	2017	71,7	79,1
1982	60,3	66,8	2018	72,0	79,4
1983	60,6	67,3	2019	72,3	79,6
1984	61,0	67,9	2020	72,5	79,9
1985	61,3	68,3	2021	72,8	80,1
1986	61,7	68,7	2022	73,0	80,3
1987	62,0	69,2	2023	73,3	80,5
1988	62,3	69,6	2024	73,5	80,7
1989	62,6	70,0	2025	73,7	80,9
1990	62,9	70,5	2026	74,0	81,1
1991	63,2	71,0	2027	74,2	81,3
1992	63,6	71,3	2028	74,4	81,5
1993	64,1	71,6	2029	74,6	81,7
1994	64,5	72,0	2030	74,9	81,9
1995	64,9	72,4	2031	75,1	82,0
1996	65,2	72,7	2032	75,3	82,2
1997	65,6	73,1	2033	75,4	82,3
1998	66,0	73,5	2034	75,7	82,5
1999	66,4	73,9	2035	75,8	82,7
2000	66,8	74,3	2036	76,0	82,8
2001	67,0	74,6	2037	76,2	83,0
2002	67,3	74,9	2038	76,4	83,1
2003	67,6	75,2	2039	76,6	83,3
2004	67,9	75,5	2040	76,7	83,4
2005	68,2	75,8	2041	76,9	83,5
2006	68,5	76,1	2042	77,1	83,7
2007	68,8	76,4	2043	77,2	83,8
2008	69,1	76,7	2044	77,4	83,9
2009	69,4	77,0	2045	77,5	84,0
2010	69,7	77,3	2046	77,7	84,1
2011	70,0	77,6	2047	77,8	84,3
2012	70,3	77,8	2048	77,9	84,4
2013	70,6	78,1	2049	78,1	84,5
2014	70,9	78,4	2050	78,2	84,6
2015	71,2	78,7			

Fonte: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050.

Nota: A esperança de vida ao nascer de período é calculada para 1º de Julho de cada ano.

**Tabela B2. Estimativas e projeções da esperança de vida ao nascer de coorte para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050**

coorte	esperança de vida		coorte	esperança de vida	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980	68,5	77,2	2016	78,3	85,2
1981	68,9	77,6	2017	78,4	85,3
1982	69,3	77,9	2018	78,6	85,4
1983	69,6	78,3	2019	78,7	85,5
1984	70,0	78,6	2020	78,8	85,6
1985	70,4	78,9	2021	79,0	85,7
1986	70,7	79,2	2022	79,1	85,8
1987	71,1	79,5	2023	79,2	85,9
1988	71,4	79,8	2024	79,4	86,0
1989	71,7	80,1	2025	79,5	86,1
1990	72,1	80,4	2026	79,6	86,2
1991	72,4	80,7	2027	79,7	86,2
1992	72,8	80,9	2028	79,8	86,3
1993	73,2	81,2	2029	79,9	86,4
1994	73,5	81,4	2030	80,1	86,5
1995	73,9	81,7	2031	80,2	86,6
1996	74,2	82,0	2032	80,3	86,6
1997	74,5	82,2	2033	80,4	86,7
1998	74,8	82,4	2034	80,5	86,8
1999	75,1	82,7	2035	80,6	86,9
2000	75,3	82,9	2036	80,7	86,9
2001	75,6	83,0	2037	80,8	87,0
2002	75,8	83,2	2038	80,9	87,1
2003	76,0	83,4	2039	80,9	87,1
2004	76,2	83,5	2040	81,0	87,2
2005	76,3	83,7	2041	81,1	87,3
2006	76,5	83,8	2042	81,2	87,3
2007	76,7	84,0	2043	81,3	87,4
2008	76,9	84,1	2044	81,4	87,5
2009	77,1	84,3	2045	81,5	87,5
2010	77,3	84,4	2046	81,6	87,6
2011	77,5	84,6	2047	81,6	87,7
2012	77,6	84,7	2048	81,7	87,7
2013	77,8	84,8	2049	81,8	87,8
2014	77,9	84,9	2050	81,9	87,8
2015	78,1	85,1			

Fonte: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050 e baseados na Tábua de mortalidade limite em 2100 do U.S. Bureau of the Census.

Nota: A esperança de vida ao nascer de coorte é calculada para 1º de Julho de cada ano.

**Tabela B3. Diferencial empírico construído através da série estatística brasileira de mortalidade de 1980-2050, para o Brasil, por sexo**

ano	diferencial		ano	diferencial	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980	8,9	11,4	2016	6,8	6,3
1981	8,9	11,3	2017	6,7	6,1
1982	9,0	11,1	2018	6,6	6,0
1983	9,0	11,0	2019	6,4	5,9
1984	9,0	10,8	2020	6,3	5,7
1985	9,0	10,6	2021	6,2	5,6
1986	9,1	10,5	2022	6,1	5,5
1987	9,1	10,3	2023	6,0	5,4
1988	9,1	10,2	2024	5,9	5,3
1989	9,1	10,0	2025	5,7	5,2
1990	9,2	9,9	2026	5,6	5,1
1991	9,2	9,7	2027	5,5	5,0
1992	9,2	9,6	2028	5,4	4,8
1993	9,1	9,5	2029	5,3	4,7
1994	9,0	9,4	2030	5,2	4,6
1995	9,0	9,3	2031	5,1	4,5
1996	9,0	9,2	2032	5,0	4,5
1997	8,9	9,1	2033	4,9	4,4
1998	8,8	8,9	2034	4,8	4,3
1999	8,7	8,7	2035	4,7	4,2
2000	8,6	8,5	2036	4,6	4,1
2001	8,5	8,4	2037	4,6	4,0
2002	8,4	8,3	2038	4,5	4,0
2003	8,3	8,2	2039	4,4	3,9
2004	8,3	8,0	2040	4,3	3,8
2005	8,2	7,9	2041	4,2	3,7
2006	8,0	7,7	2042	4,2	3,7
2007	7,9	7,6	2043	4,1	3,6
2008	7,8	7,4	2044	4,0	3,6
2009	7,7	7,3	2045	3,9	3,5
2010	7,6	7,1	2046	3,9	3,4
2011	7,4	7,0	2047	3,8	3,4
2012	7,3	6,8	2048	3,8	3,3
2013	7,2	6,7	2049	3,7	3,3
2014	7,1	6,5	2050	3,7	3,2
2015	6,9	6,4			

Fontes: dados básicos disponíveis na Tabela 6 e na Tabela 6.

Nota: Resultados obtidos diretamente pela diferença entre as estimativas das esperanças de vida ao nascer de coorte e período apresentadas nas Tabelas 6 e 6, respectivamente.



**Tabela B4. Defasagem empírica construída através da série estatística brasileira de mortalidade de 1980-2050, para o Brasil, por sexo**

período	defasagem		período	defasagem	
	masculina	feminina		masculina	feminina
2007,5	26,3	-	2029,5	31,5	34,2
2008,5	26,4	-	2030,5	31,7	34,4
2009,5	26,6	-	2031,5	32,1	34,7
2010,5	26,7	29,7	2032,5	32,3	35,1
2011,5	27,0	29,9	2033,5	32,5	35,4
2012,5	27,2	30,2	2034,5	32,5	35,7
2013,5	27,4	30,5	2035,5	32,5	35,9
2014,5	27,5	30,7	2036,5	32,6	36,3
2015,5	27,6	30,9	2037,5	32,7	36,5
2016,5	27,8	31,1	2038,5	32,8	36,6
2017,5	28,0	31,3	2039,5	32,9	36,7
2018,5	28,2	31,5	2040,5	32,9	36,9
2019,5	28,5	31,6	2041,5	33,1	37,1
2020,5	28,7	31,7	2042,5	33,2	37,3
2021,5	29,1	32,0	2043,5	33,4	37,5
2022,5	29,5	32,3	2044,5	33,5	37,6
2023,5	29,8	32,6	2045,5	33,5	37,7
2024,5	30,1	32,8	2046,5	33,7	38,0
2025,5	30,4	33,0	2047,5	33,9	38,2
2026,5	30,6	33,3	2048,5	34,0	38,4
2027,5	30,9	33,6	2049,5	34,2	38,6
2028,5	31,2	33,9	2050,5	34,2	38,7

Fontes: dados básicos disponíveis na Tabela 6 e na Tabela 6.

Nota: Resultados obtidos pela diferença entre os anos das esperanças de vida ao nascer de período e coorte que são equivalentes.

**Tabela B5. Aproximação de primeira ordem do diferencial para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, obtida através do modelo teórico de Goldstein-Wachter**

ano	aprox. 1a ord.diferencial		ano	aprox. 1a ord.diferencial	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980	9,3	10,6	2016	10,2	10,8
1981	9,4	10,6	2017	10,2	10,8
1982	9,5	10,7	2018	10,1	10,8
1983	9,5	10,7	2019	10,1	10,7
1984	9,6	10,7	2020	10,1	10,7
1985	9,7	10,7	2021	10,0	10,7
1986	9,8	10,7	2022	10,0	10,6
1987	9,9	10,8	2023	10,0	10,6
1988	10,0	10,8	2024	9,9	10,6
1989	10,0	10,8	2025	9,9	10,6
1990	10,1	10,8	2026	9,9	10,5
1991	10,2	10,8	2027	9,8	10,5
1992	10,3	10,9	2028	9,8	10,5
1993	10,3	10,9	2029	9,8	10,5
1994	10,4	11,0	2030	9,7	10,5
1995	10,4	11,1	2031	9,7	10,4
1996	10,5	11,1	2032	9,7	10,4
1997	10,5	11,2	2033	9,7	10,4
1998	10,6	11,3	2034	9,6	10,4
1999	10,7	11,3	2035	9,6	10,4
2000	10,7	11,4	2036	9,6	10,3
2001	10,7	11,4	2037	9,5	10,3
2002	10,7	11,3	2038	9,5	10,3
2003	10,7	11,3	2039	9,5	10,3
2004	10,6	11,3	2040	9,5	10,3
2005	10,6	11,2	2041	9,4	10,3
2006	10,6	11,2	2042	9,4	10,3
2007	10,5	11,2	2043	9,4	10,2
2008	10,5	11,1	2044	9,4	10,2
2009	10,5	11,1	2045	9,4	10,2
2010	10,4	11,0	2046	9,3	10,2
2011	10,4	11,0	2047	9,3	10,2
2012	10,3	11,0	2048	9,3	10,2
2013	10,3	10,9	2049	9,3	10,2
2014	10,3	10,9	2050	9,3	10,2
2015	10,2	10,9			

Fonte: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050

Nota: Aproximações obtidas de acordo com a taxa anual de melhoria na mortalidade  $k$  igual a 0,0197 para os homens e 0,0249 para as mulheres, segundo o período de referência 1980 a 2050.

**Tabela B6. Aproximação de primeira ordem da defasagem (Idade Média a Melhoria à Mortalidade) para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, obtida através do modelo teórico de Goldstein-Wachter**

período	aprox. 1a ord. defas.		período	aprox. 1a ord. defas.	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980	23,7	26,2	2016	40,8	48,3
1981	24,1	26,8	2017	41,2	48,8
1982	24,6	27,3	2018	41,6	49,3
1983	25,0	27,9	2019	42,0	49,9
1984	25,5	28,6	2020	42,5	50,4
1985	26,0	29,1	2021	42,9	50,9
1986	26,4	29,6	2022	43,3	51,4
1987	26,8	30,1	2023	43,7	51,9
1988	27,3	30,6	2024	44,1	52,3
1989	27,7	31,2	2025	44,6	52,9
1990	28,1	31,8	2026	45,0	53,3
1991	28,6	32,4	2027	45,4	53,8
1992	29,2	33,1	2028	45,8	54,2
1993	29,9	33,7	2029	46,2	54,7
1994	30,6	34,5	2030	46,6	55,1
1995	31,2	35,2	2031	47,0	55,5
1996	31,8	36,0	2032	47,4	55,9
1997	32,4	36,8	2033	47,8	56,3
1998	33,1	37,6	2034	48,2	56,7
1999	33,8	38,5	2035	48,6	57,2
2000	34,5	39,4	2036	48,9	57,5
2001	34,8	39,9	2037	49,3	57,9
2002	35,2	40,4	2038	49,6	58,2
2003	35,5	40,9	2039	50,0	58,6
2004	35,9	41,5	2040	50,4	59,0
2005	36,2	42,1	2041	50,7	59,3
2006	36,6	42,6	2042	51,0	59,6
2007	37,0	43,1	2043	51,4	59,9
2008	37,4	43,7	2044	51,7	60,2
2009	37,8	44,3	2045	52,1	60,6
2010	38,3	44,9	2046	52,4	60,8
2011	38,7	45,5	2047	52,7	61,1
2012	39,1	46,0	2048	53,0	61,4
2013	39,5	46,6	2049	53,3	61,7
2014	39,9	47,2	2050	53,6	62,0
2015	40,4	47,8			

Fonte: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050

Nota: Aproximações obtidas de acordo com a taxa anual de melhoria na mortalidade  $k$  igual a 0,0197 para os homens e 0,0249 para as mulheres, segundo o período de referência 1980 a 2050.

**Tabela B7. Aproximação de segunda ordem da defasagem para o Brasil, por sexo, de 1980 a 2050, obtida através do modelo teórico de Goldstein-Wachter**

período	aprox. 2a ord. defas.		período	aprox. 2a ord. defas.	
	masculina	feminina		masculina	feminina
1980	19,7	20,7	2016	32,0	34,8
1981	20,1	21,0	2017	32,3	35,1
1982	20,4	21,4	2018	32,6	35,5
1983	20,7	21,8	2019	32,9	35,8
1984	21,0	22,2	2020	33,2	36,2
1985	21,4	22,5	2021	33,5	36,5
1986	21,7	22,8	2022	33,8	36,8
1987	22,0	23,1	2023	34,0	37,2
1988	22,3	23,4	2024	34,4	37,5
1989	22,6	23,8	2025	34,7	37,9
1990	23,0	24,1	2026	34,9	38,2
1991	23,3	24,5	2027	35,2	38,5
1992	23,8	24,9	2028	35,5	38,8
1993	24,3	25,4	2029	35,8	39,1
1994	24,8	25,8	2030	36,1	39,4
1995	25,3	26,4	2031	36,4	39,7
1996	25,7	26,9	2032	36,7	40,0
1997	26,2	27,4	2033	36,9	40,3
1998	26,6	27,9	2034	37,2	40,6
1999	27,2	28,5	2035	37,5	40,9
2000	27,7	29,1	2036	37,8	41,1
2001	27,9	29,4	2037	38,0	41,4
2002	28,2	29,7	2038	38,3	41,6
2003	28,4	30,1	2039	38,6	41,9
2004	28,6	30,4	2040	38,9	42,2
2005	28,9	30,8	2041	39,1	42,4
2006	29,1	31,1	2042	39,4	42,6
2007	29,4	31,5	2043	39,6	42,9
2008	29,7	31,8	2044	39,9	43,1
2009	30,0	32,2	2045	40,2	43,4
2010	30,3	32,6	2046	40,4	43,6
2011	30,5	33,0	2047	40,6	43,8
2012	30,8	33,3	2048	40,8	44,0
2013	31,1	33,7	2049	41,1	44,2
2014	31,4	34,1	2050	41,3	44,4
2015	31,7	34,4			

Fonte: Dados manipulados das Tábuas de Mortalidade do IBGE 1980-2050

Nota: Aproximações obtidas de acordo com a taxa anual de melhoria na mortalidade  $k$  igual a 0,0197 para os homens e 0,0249 para as mulheres, segundo o período de referência 1980 a 2050.