

Marília Regina Nepomuceno

# **Expectativa de vida saudável no Brasil com base no método intercensitário**

Belo Horizonte, MG  
UFMG/Cedeplar  
2012

Marília Regina Nepomuceno

## **Expectativa de vida saudável no Brasil com base no método intercensitário**

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

Orientador: Prof. Cássio Maldonado Turra

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG  
2012

## Folha de Aprovação

*Aos meus grandes amores, minha mãe,  
minha avó e Pedro*

## **AGRADECIMENTOS**

Gostaria de agradecer à minha família, em especial à minha avó por suas palavras amigas e carinhosas, capazes de alegrar qualquer coração. Agradeço à minha mãe, amiga inseparável, pelo amor incondicional. Agradeço ao Pedro pelo amor, paciência e cumplicidade. Sem vocês nada teria muito sentido.

Agradeço ao Professor Cássio, que nos momentos de aflição foi mais que um orientador, foi um amigo. Um agradecimento a todos os professores do Cedeplar, em especial à Professora Simone, pelos ensinamentos. Quero agradecer também a todos os funcionários da Secretaria de Cursos pela grande disponibilidade.

Agradeço aos colegas do Cedeplar, em especial à coorte 2010, pelos momentos de alegria, de ajuda e de desabafo. Aos tão queridos amigos, Tati, Roberta, Bruna e Charles, meu muito obrigada. Tudo ficou mais iluminado com a presença de vocês.

Agradeço à Deus, pelo bom pensamento que me inspirou.

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIVD - Atividades Instrumentais de Vida Diária

AVD – Atividade de Vida Diária

AVE – Acidente Vascular Encefálico

GAMS – *General Algebraic Modeling System*

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

MHAS – *Mexican Health and Aging Study*

NHIS - *National Health Interview Survey*

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

PREHCO – *Puerto Rican Elderly: Health Conditions*

POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares

SABE – Saúde Bem-estar e Envelhecimento na América Latina e Caribe

## SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO .....	15
2 COMPRESSÃO, EXTENSÃO E EQUILÍBRIO DA MORBIDADE .....	18
3 DEFINIÇÃO E MENSURAÇÃO DA INCAPACIDADE FUNCIONAL .....	22
4 CENÁRIOS DE MORBIDADE OBSERVADOS NOS PAÍSES DESENVOLVIDOS .....	24
5 TENDÊNCIAS DA MORTALIDADE E DA MORBIDADE ENTRE OS IDOSOS BRASILEIROS .....	30
5.1 Tendências da mortalidade e morbidade por doenças do aparelho circulatório .....	31
5.1.1 Tendências da morbidade dos principais fatores de risco das doenças do aparelho circulatório .....	33
5.2 Tendências da mortalidade e morbidade por neoplasias .....	34
5.3 Tendências da morbidade de outras doenças e condições crônicas .....	35
5.4 Tendências da incapacidade funcional entre os idosos brasileiros .....	37
5.5 Tendências da expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros.....	39
6 FONTES DE DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS .....	42
6.1 Fontes de Dados .....	42
6.1.1 Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios .....	42
6.1.2 Tábuas de Mortalidade fornecidas pelo IBGE .....	45
6.2 Aspectos Metodológicos.....	46
7 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS .....	56
8 RESULTADOS .....	63
8.1 Probabilidades de transição entre os estados de saúde com base na técnica intercensitária.....	63
8.2 Compressão ou extensão da morbidade.....	66

8.3 Expectativa de vida saudável baseada nos estados de saúde ou condicionais .....	74
9 CONCLUSÃO.....	83
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	87
ANEXOS .....	95



## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – ESTADOS DE SAÚDE E POSSÍVEIS TRANSIÇÕES ENTRE OS ESTADOS.....	48
TABELA 1 - VALORES DOS LIMITES UTILIZADOS NO PROCEDIMENTO DE OTIMIZAÇÃO NÃO-LINEAR, BRASIL E ESTADOS UNIDOS (GUILLOT & YU, 2009).....	55
TABELA 2 - PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE, HOMENS, BRASIL, 1998, 2003 E 2008.....	56
TABELA 3 - PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE, MULHERES, BRASIL, 1998, 2003 E 2008.....	57
TABELA 4 - PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE, AMBOS OS SEXOS, BRASIL, 1998, 2003 E 2008.....	58
TABELA 5 – PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE E COORTE, HOMENS, BRASIL, 1998, 2003 E 2008. ....	59
TABELA 6 – PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE E COORTE, MULHERES, BRASIL, 1998, 2003 E 2008. ....	60
TABELA 7 – PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE E COORTE, AMBOS OS SEXOS, BRASIL, 1998, 2003 E 2008.....	60
TABELA 8 – TAMANHO DAS AMOSTRAS, POR SEXO, PARA OS PERÍODOS DE 1998-2003 E 2003-2008, BRASIL.....	60
TABELA 9- PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE E COORTE (1998, 2003 E 2008) E PROBABILIDADES DE MORTE POR IDADE (2001 E 2006), HOMENS, BRASIL.....	61
TABELA 10 – PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE E COORTE (1998, 2003 E 2008) E PROBABILIDADES DE MORTE POR IDADE (2001 E 2006), MULHERES, BRASIL.....	62
TABELA 11 - PROPORÇÃO DE IDOSOS ATIVOS POR IDADE E COORTE (1998, 2003 E 2008) E PROBABILIDADES DE MORTE POR IDADE (2001 E 2006), AMBOS OS SEXOS, BRASIL. ....	62

TABELA 12 – PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO POR IDADE, HOMENS, 1998-2003 E 2003-2008, BRASIL.....	65
TABELA 13 – PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO POR IDADE, MULHERES, 1998-2003 E 2003-2008, BRASIL.....	65
TABELA 14 – PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO POR IDADE, PARA AMBOS OS SEXOS, 1998-2003 E 2003-2008, BRASIL. ....	65
TABELA 15 - EXPECTATIVA DE VIDA TOTAL, ATIVA E COM INCAPACIDADE FUNCIONAL POR SEXO, 1998-2003 E 2003-2008, BRASIL. ....	67
GRÁFICO 1 – PROPORÇÃO DA EXPECTATIVA DE VIDA TOTAL, AOS 65 ANOS, VIVIDA COMO ATIVO E COM INCAPACIDADE FUNCIONAL, HOMENS, MULHERES E PARA INDIVÍDUOS DE AMBOS OS SEXOS, 1998-2003 E 2003-2008, BRASIL.....	70
GRÁFICO 2 – PROPORÇÃO DA EXPECTATIVA DE VIDA TOTAL, AOS 80 ANOS, VIVIDA COMO ATIVO E COM INCAPACIDADE FUNCIONAL, HOMENS, MULHERES E PARA INDIVÍDUOS DE AMBOS OS SEXOS, 1998-2003 E 2003-2008, BRASIL.....	71
GRÁFICO 3 – COMPARAÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE VIDA SAUDÁVEL, AOS 65 ANOS, ESTIMADAS PELA TÉCNICA INTERCENSITÁRIA E PELA TÉCNICA DE SULLIVAN, HOMENS, 1998, 2003 E 2008, BRASIL. ....	73
GRÁFICO 4 – COMPARAÇÃO DAS EXPECTATIVAS DE VIDA SAUDÁVEL, AOS 65 ANOS, ESTIMADAS PELA TÉCNICA INTERCENSITÁRIA E PELA TÉCNICA DE SULLIVAN, MULHERES, 1998, 2003 E 2008, BRASIL. ....	73
GRÁFICO 5 – EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL CONDICIONAL E NÃO CONDICIONAL, AOS 65 ANOS, HOMENS, 1998-2003, 2003-2008, BRASIL. ....	76
GRÁFICO 6 – EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL CONDICIONAL E NÃO CONDICIONAL, AOS 65 ANOS, MULHERES, 1998-2003, 2003-2008, BRASIL. ....	78

TABELA 16 - EXPECTATIVA DE SAUDÁVEL, POR IDADE, HOMEM, 1998-2003, BRASIL .....	80
TABELA 17 - EXPECTATIVA DE SAUDÁVEL, POR IDADE HOMEM, 2003-2008, BRASIL .....	80
TABELA 18 - EXPECTATIVA DE SAUDÁVEL, POR IDADE, MULHER, 1998-2003, BRASIL .....	81
TABELA 19 - EXPECTATIVA DE SAUDÁVEL, POR IDADE, MULHER, 2003-2008, BRASIL .....	81
TABELA A1 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, HOMENS, 2001, BRASIL .....	96
TABELA A2 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, HOMENS, 2001, BRASIL .....	97
TABELA A3 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, MULHERES, 2001, BRASIL .....	98
TABELA A4 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, MULHERES, 2001, BRASIL .....	99
TABELA A5 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, HOMENS, 2006, BRASIL .....	100
TABELA A6 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, HOMENS, 2006, BRASIL .....	101
TABELA A7 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, MULHERES, 2006, BRASIL .....	102
TABELA A8 – TÁBUA COMPLETA DE MORTALIDADE, MULHERES, 2006, BRASIL .....	103
TABELA A9 – TABELA DE VIDA MULTI-ESTADO <i>BASEADA NA POPULAÇÃO</i> , HOMENS, 1998-2003, BRASIL .....	104
TABELA A10 – TABELA DE VIDA MULTI-ESTADO <i>BASEADA NA POPULAÇÃO</i> , MULHERES, 1998-2003, BRASIL .....	104
TABELA A11 – TABELA DE VIDA MULTI-ESTADO <i>BASEADA NA POPULAÇÃO</i> , AMBOS OS SEXOS, 1998-2003, BRASIL.....	104

TABELA A12 – TABELA DE VIDA MULTI-ESTADO <i>BASEADA NA POPULAÇÃO</i> , HOMENS, 2003-2008, BRASIL .....	105
TABELA A13 – TABELA DE VIDA MULTI-ESTADO <i>BASEADA NA POPULAÇÃO</i> , MULHERES, 2003-2008, BRASIL .....	105
TABELA A14 – TABELA DE VIDA MULTI-ESTADO <i>BASEADA NA POPULAÇÃO</i> , AMBOS OS SEXOS, 2003-2008, BRASIL.....	105

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo estimar a expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros entre 1998-2003 e 2003-2008. A técnica utilizada é a intercensitária, desenvolvida por Guillot e Yu (2009), que permite estimar, na ausência de dados longitudinais, a expectativa de vida saudável não condicional e condicional ao estado de saúde corrente do indivíduo. Os dados utilizados foram obtidos a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios dos anos de 1998, 2003 e 2008, e das tábuas completas de mortalidade, elaboradas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, para os anos de 2001 e 2006. A definição dos estados de saúde se baseia na dificuldade em realizar as Atividades de Vida Diária. Os resultados sugerem um processo de expansão da morbidade ao longo da década analisada, com um declínio na proporção da expectativa de vida total vivida como ativo, tanto para homens quanto para as mulheres. Além disso, observa-se que o tempo médio a ser vivido por um idoso varia substantivamente em relação ao seu estado de saúde inicial, no qual a expectativa de vida ativa é maior para idosos correntemente ativos do que para idosos com incapacidade funcional.

---

**Palavras-chave:** compressão da morbidade, incapacidade funcional, probabilidades de transição

## ABSTRACT

This study estimates healthy life expectancy of elderly Brazilian, between 1998-2003 and 2003-2008. We used the intercensal method, developed by Guillot & Yu, which allows estimating, without resorting to longitudinal data, the unconditional and conditional healthy life expectancy. The data used was obtained from National Sample Household Survey for the years 1998, 2003 and 2008, and from Mortality Tables prepared by Brazilian Institute of Geography and Statistics for the years 2001 and 2006. The definition of the health status is based on functional limitations in Activities of Daily Living. The results suggest a process of extension of morbidity throughout the analyzed decade, with a decline in the proportion of total life expectancy lived as active for both men and women. Moreover, the average time lived by an elderly varies substantially in relation to its initial health status, in which the active life expectancy is greater for currently active elderly than for elderly with functional disabilities.

---

**Keywords:** Compression of Morbidity; Function Limitations; Transition Probabilities

# 1 INTRODUÇÃO

Durante a segunda metade do século XX, a queda da mortalidade foi um fenômeno generalizado no mundo. Apesar do revés relacionado à pandemia do HIV/AIDS, ocorrido, principalmente, na África subsaariana, a expectativa de vida cresceu continuamente (UN, 2011a). Nos países desenvolvidos e em alguns países em desenvolvimento, a queda da mortalidade não se restringiu apenas às primeiras idades, tendo ocorrido, também, nas idades mais avançadas (UN, 2011). Com o aumento do número de anos de vida nas idades mais velhas, aumentou a preocupação acerca da qualidade dos anos vividos, em especial do número de anos adicionados que são saudáveis. Esta preocupação é importante para os sistemas público e privado de saúde, pois a deterioração da saúde está vinculada a gastos crescentes, e especialmente, à definição da demanda por cuidados de longa duração com os idosos.

Devido à necessidade crescente de se estimar a distribuição do tempo total a ser vivido entre suas parcelas saudável e não saudável, tem havido um esforço crescente para o desenvolvimento de medidas de saúde que sejam sintéticas e capazes de integrar tanto a mortalidade quanto a morbidade (Mathers, 2002). Uma das medidas mais utilizadas é a expectativa de vida saudável, que pode ser definida como o número médio de anos que uma pessoa espera viver em estados de saúde específicos. A expectativa de vida saudável é um indicador de fácil compreensão que combina tanto a qualidade (normalmente por meio da morbidade) quanto a quantidade dos anos vividos (por meio da mortalidade) (Guillot & Yu, 2009). Além disso, é uma medida que sintetiza o efeito combinado de diferentes níveis de mortalidade e morbidade que os indivíduos estiveram expostos ao longo da vida (Crimmins & Saito, 2001), tornando-a uma boa medida de avaliação do estado de saúde dos idosos (Robine, Romieu, & Cambois, 1999).

Em trabalhos anteriores, a expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros foi estimada para diferentes períodos e segundo várias definições do estado de saúde (Baptista, 2003; Camargos, 2004; Camargos, Perpétuo, & Machado, 2005;

Romero, Leite, & Szwarcwald, 2005; Camargos, Machado, & Rodrigues, 2007; Camargos, Machado, & Rodrigues, 2008a, 2008b, 2008c; Camargos, Rodrigues & Machado, 2009). Os estudos que utilizaram a incapacidade funcional como medida de avaliação do estado de saúde encontraram que cerca de 20% da expectativa de vida dos idosos é vivida com incapacidade. Na cidade de São Paulo, em 2000, os idosos do sexo masculino esperavam viver, em média, 17% de sua expectativa de vida total com incapacidade funcional, enquanto que, entre as mulheres esse percentual era de 22%. No Brasil, em 1998, um idoso do sexo masculino esperava viver, em média, 16% da sua expectativa de vida total com incapacidade funcional. Em 2003 esse percentual diminuiu, passando para 14%. Para as mulheres estes percentuais foram mais elevados, em torno de 20% em 1998 e 18% em 2003. Os resultados mostraram que os idosos brasileiros vivem uma proporção importante da expectativa de vida total com alguma incapacidade funcional. Diferenciais por sexo também foram observados, e os estudos concluíram que apesar das mulheres viverem mais que os homens, elas vivem mais tempo com alguma incapacidade funcional.

A comparação entre as tendências da expectativa de vida saudável e da expectativa de vida total permite esclarecer se o aumento na longevidade está sendo acompanhado por um tempo de vida saudável também maior. Existem três teorias relacionadas a esta questão. A primeira é chamada de extensão da morbidade ou *failure of success*, e foi proposta por Gruenberg (1977). De acordo com essa teoria, o sucesso das inovações tecnológicas utilizadas para controlar as doenças crônicas e degenerativas, aumenta a prevalência destas doenças e de incapacidades, pelo prolongamento de suas durações médias. Fries (1980) apresenta uma visão mais otimista que a de Gruenberg (1977). O autor desenvolveu a hipótese de compressão da morbidade. Segundo esta hipótese, por meio de medidas preventivas, a idade média ao surgimento das enfermidades e incapacidades pode ser adiada. O adiamento do surgimento de doenças crônicas pode adiar tanto a idade à morte quanto a idade ao surgimento das incapacidades e, dessa forma, a queda da mortalidade seria acompanhada por um maior tempo de vida saudável. A terceira teoria, chamada de equilíbrio dinâmico, foi proposta por Manton (1982), e é vista como um cenário intermediário entre a compressão e extensão da morbidade. De acordo com essa teoria, o



aumento da longevidade estaria associado a uma extensão do tempo vivido com enfermidades crônicas e incapacidades de níveis leves e moderados, mas com uma redução do tempo vivido com enfermidades crônicas e incapacidades severas.

No caso do Brasil, Camargos et al. (2008c) analisaram as tendências da expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros entre 1998 e 2003 e concluíram que teria havido compressão da morbidade. Os autores estimaram a incapacidade funcional dos idosos, através do indicador de Atividade de Vida Diária (AVD), e observaram que o aumento da expectativa de vida total foi acompanhado por um aumento, tanto absoluto quanto relativo, na expectativa de vida livre de incapacidade funcional. O estudo mostrou que entre 1998 e 2003, a expectativa de vida das mulheres aos 60 anos aumentou 4%, e a expectativa de vida livre de incapacidade funcional aumentou 6%. Para os homens as variações foram, respectivamente, de 3% e 5%. Porém, observou-se uma desvantagem das mulheres com relação ao tempo vivido livre de incapacidade funcional, já que nos dois anos analisados a proporção do tempo vivido sem incapacidades foi menor entre as mulheres do que entre os homens.

No Brasil, vários estudos já estimaram a expectativa de vida saudável dos idosos, no entanto, existe uma carência na literatura nacional de pesquisas que tratem da discussão acerca da compressão e da extensão da morbidade. Diante disso, este estudo utiliza a técnica desenvolvida por Guillot & Yu (2009) para estimar a expectativa de vida saudável dos idosos, por sexo, entre 1998-2003 e 2003-2008. A partir daí, analisam-se as tendências da expectativa de vida saudável e discutem-se os cenários de compressão ou extensão de morbidade observados no Brasil. Além disso, este estudo contribuirá, também, com estimativas da expectativa de vida saudável condicionais, o que permite observar se tempo médio a ser vivido por um idoso varia quando se considera o seu estado de saúde inicial.

## **2 COMPRESSÃO, EXTENSÃO E EQUILÍBRIO DA MORBIDADE**

A morbidade e a mortalidade são duas variáveis demográficas que interagem, determinando o estado de saúde da população (Nusselder, 1998). A morbidade é um conceito multidimensional que inclui doenças, lesões, incapacidades e deficiências (Lamb & Siegel, 2004; Crimmins & Beltrán-sánchez, 2010). De forma mais específica, a morbidade engloba condições agudas e crônicas. A primeira se caracteriza por apresentar rápido início, curto período de duração, e, geralmente, termina com recuperação ou morte. Já as condições crônicas normalmente envolvem longo período de evolução e progresso, possuem longa duração, e são consideradas difíceis de serem tratadas se comparadas às condições agudas (Lamb & Siegel, 2004). Além disso, as doenças crônicas muitas vezes impactam de forma expressiva a qualidade de vida e a produtividade das pessoas (Brasil, 2006a), já que podem gerar deficiências e incapacidades (Manton, Corder, & Stallard, 1997).

As condições de morbidade podem ser representadas por medidas de incidência e prevalência. As taxas de prevalência são medidas de estoque que se referem a um percentual de pessoas com uma determinada condição de morbidade em um ponto ou período do tempo. Já as taxas de incidência são medidas de risco que refletem a taxa de ocorrência de uma condição de saúde, e representam o número de novos casos de uma particular condição de saúde que ocorreu durante um período. A análise das mudanças da prevalência de doenças é um indicador relevante do efeito combinado de níveis passados e mudanças da mortalidade, e da incidência de doenças na população. Ou seja, a prevalência é o resultado de taxas passadas de incidência de doenças, progressão de doenças e sobrevivência. Através do tempo, a prevalência de doenças pode mudar em função do acréscimo ou decréscimo dos fatores de risco ou devido a melhorias dos tratamentos das doenças (Crimmins & Saito, 2001). A teoria epidemiológica mostra que se a taxa de mortalidade cair mais rápido que a incidência, a prevalência de doenças crônicas irá aumentar (Barendregt, Bonneux, & Van Der

Maas, 1994). Se tanto a taxa de incidência quanto a taxa de mortalidade caírem, será o tamanho relativo das mudanças dessas taxas que determinará as mudanças na prevalência das doenças (Crimmins, Hayward, & Saito, 1994). Quando a mortalidade cai e a morbidade não acompanha esse declínio, espera-se um aumento do número de anos e da proporção do tempo vivido com doenças e incapacidades, além de aumentos na prevalência de indivíduos com estas condições (Crimmins et al., 1994).

O contínuo adiamento da idade à morte, nas idades avançadas, em função da transição de mortalidade, tem diferentes implicações para o tempo de vida não saudável. Comparações entre as mudanças na expectativa de vida saudável e na expectativa de vida total podem apontar cenários de compressão, extensão ou equilíbrio da morbidade, com diferentes conseqüências para os sistemas de saúde e de assistência social. Portanto, é de grande importância conhecer qual desses cenários tem sido mais prevalente no país e, a partir daí, descrever possíveis cenários futuros.

Gruenberg, (1977), desenvolveu a teoria original da extensão da morbidade (ou *failure of success*). Segundo o autor se o aumento na expectativa de vida é causado principalmente, por melhorias dos recursos da medicina para prevenção de mortes por doenças crônicas, e o padrão subjacente dessas doenças (como por exemplo, a forma que a incidência dessas doenças aumenta com a idade) permanece basicamente o mesmo haverá a extensão da morbidade.

No cenário de extensão da morbidade, as taxas de mortalidade por doenças crônicas declinam porque as pessoas que antes teriam morrido como resultado de complicações fatais decorrentes dessas doenças, agora sobrevivem, levando a um aumento das taxas de prevalência de doenças crônicas e incapacidades. Na perspectiva individual, o cenário de extensão implica que as pessoas sobreviverão por mais tempo em função do tratamento de doenças crônicas, mas aumentará também a proporção do tempo vivido em estados não saudáveis (Gruenberg, 1977).

Contraopondo-se a esta hipótese, Fries (1980) apresentou o modelo de compressão da morbidade, caracterizado pelo ideal de uma vida longa e

majoritariamente saudável, composta por um período relativamente curto de incapacidades e enfermidades crônicas. A compressão da morbidade ocorre quando o período médio que um idoso vive com enfermidades crônicas ou incapacidades é comprimido pelo aumento da idade do surgimento dessas enfermidades e a manutenção da idade à morte.

Para Fries (1990), o adiamento da idade média ao surgimento das enfermidades crônicas, pode ocorrer, principalmente, de duas formas. Em primeiro lugar, em função da redução dos fatores de risco que desencadeiam as doenças crônicas, como por exemplo, consumo de tabaco, obesidade, hipertensão arterial e o diabetes. E segundo lugar, através da prevenção de fatores de risco que aceleram as manifestações senescentes do envelhecimento humano, como por exemplo, a falta de atividades físicas.

A teoria de compressão da morbidade pressupõe a desaceleração dos incrementos da longevidade (Fries, 1980). Esse pressuposto é justificado pelos fatores de senescência, que geneticamente determinam a duração da vida, e começam a exercer maior controle sobre os avanços futuros da expectativa de vida nas idades mais avançadas, tornando mais difíceis os aumentos da longevidade. No entanto, é possível que ocorra a compressão da morbidade sem que haja qualquer compressão da mortalidade significativa, desde que a expectativa de vida saudável aumente mais rápido que a expectativa de vida total (Howse, 2006).

Por fim, Manton (1982) desenvolveu a teoria do equilíbrio dinâmico, que combina elementos da compressão e da extensão da morbidade. Essa teoria oferece uma visão alternativa do processo causal relativo ao adiamento da morte devido às doenças crônicas, destacando a significância do adiamento das etapas intermediárias dos processos das doenças, isto é, o progresso de processos menos graves para mais graves dos estágios da doença ou das incapacidades. De acordo com a hipótese de equilíbrio dinâmico, a proporção do tempo vivido nos estágios mais graves ou incapacitantes das doenças se estabiliza ou decresce, enquanto a proporção do tempo vivido em estágios moderados de incapacidades ou de doenças menos graves aumenta. Para Manton (1982), a queda da mortalidade pode ocorrer em função da desaceleração das taxas de

progressão de doenças crônicas, que podem diminuir como resultado de avanços médicos que levam a melhorias de prevenção secundária ou como resposta às melhorias da saúde.

A maneira mais utilizada para testar as hipóteses de morbidade é por meio da comparação entre as tendências da expectativa de vida total e da expectativa de vida saudável, tanto do ponto de vista absoluto quanto relativo (Howse, 2006). A análise de forma absoluta é feita por meio da variação do número de anos vividos em estados não saudáveis, ao passo que, a análise relativa é feita por meio de mudanças na proporção da expectativa de vida total vivida em estados não saudáveis. No caso desta última, não é necessário que a expectativa de vida seja fixa para que ocorra a compressão da morbidade, basta que a proporção da expectativa de vida total vivida em estados de saúde saudáveis aumente.

### **3 DEFINIÇÃO E MENSURAÇÃO DA INCAPACIDADE FUNCIONAL**

Uma questão importante para o debate sobre os cenários de extensão, compressão ou equilíbrio da morbidade, é o que trata da definição das medidas e estados de saúde que são utilizados para quantificar a expectativa de vida saudável. Por isso, é de grande importância definir os estados de saúde nas análises da expectativa de vida saudável, que servirão para avaliar a qualidade de vida dos idosos.

A literatura internacional mostra a importância de se definir os estados de saúde para analisar a compressão, extensão ou equilíbrio da morbidade, já que diferentes definições de saúde podem levar a diferentes conclusões acerca da qualidade dos anos vividos pelos idosos. Neste estudo, como em grande parte dos estudos internacionais, optou-se por utilizar a incapacidade funcional para avaliar a qualidade de vida da população idosa. Portanto, é importante definir o conceito de incapacidade funcional e conhecer suas formas de mensuração.

Segundo a revisão realizada por Alves, Leite, & Machado (2008), a incapacidade funcional pode ser definida em termos da inabilidade ou dificuldade do indivíduo executar tarefas físicas básicas ou mais complexas. Existem várias formas de mensurar a incapacidade funcional, mas as Atividades de Vida Diária (AVD), as Atividades Instrumentais de Vida Diária (AIVD) e as mobilidades são as formas mais utilizadas.

O indicador de independência para as AVD foi desenvolvido por Katz et al. (1963), e é uma medida padronizada de funções biológicas e psicossociais que refletem a organização neurológica e a resposta locomotora. Esse indicador foi originalmente desenvolvido com base na observação de pessoas idosas, e considera tarefas como: tomar banho, vestir-se, ir ao banheiro em tempo hábil, atravessar o cômodo, deitar ou levantar-se da cama e comer. As AVD são consideradas medidas de incapacidade grave, e quanto maior o número de tarefas realizadas com limitações, maior o grau de incapacidade.

As Atividades Instrumentais de Vida Diária foram desenvolvidas por Lawton e Brody (1969 apud Alves, Leite, & Machado, 2008) e consideram as atividades necessárias para o indivíduo viver de forma independente, como por exemplo, fazer compras, telefonar, utilizar o transporte, realizar tarefas domésticas, preparar uma refeição e cuidar do próprio dinheiro. As tarefas definidas pelas AIVD são consideradas mais complexas que as AVD (Alves et al, 2008).

Além das incapacidades para as AVD e AIVD, a avaliação da mobilidade também é utilizada para medir a incapacidade funcional (Guralnik, Fried, & Salive, 1996). A mobilidade refere-se a atividades que exigem amplitude de movimento, resistência e força muscular, e pode ser mensurada de forma hierárquica, iniciando-se com tarefas simples como transferir da cama para a cadeira e progredindo para as tarefas mais complexas, como caminhar distâncias curtas e longas e subir escadas (Guralnik et al., 1996). As tarefas que avaliam mobilidade são consideradas de grau de incapacidade intermediário entre as AVD e as AIVD (Alves, Leite, & Machado, 2008).

Segundo Agree (1999), as AVD e as AIVD são importantes indicadores do estado de saúde dos idosos. Entretanto, as AVD além de serem tarefas simples, em relação às AIVD, e ao mesmo tempo vitais para o ser humano são menos sujeitas às influências de gênero e do contexto social no qual o indivíduo se insere. Por isso, optou-se neste estudo por utilizar as AVD como forma de mensuração de incapacidade funcional dos idosos.

## 4 CENÁRIOS DE MORBIDADE OBSERVADOS NOS PAÍSES DESENVOLVIDOS

Em torno de 1800, a mortalidade começou a diminuir nos países desenvolvidos. A primeira etapa da queda da mortalidade ocorreu em função da redução das mortes por doenças infectocontagiosas (Lee, 2003). Nas décadas recentes, a contínua redução da mortalidade deveu-se ao declínio das taxas de mortalidade por doenças crônicas e degenerativas, notavelmente, as doenças cardiovasculares e os cânceres (Riley, 2001 apud Lee, 2003). Além disso, em muitos países desenvolvidos, a partir da década de 1960 os ganhos na expectativa de vida ocorreram em função, principalmente, da queda das taxas de mortalidade entre maiores de 60 anos (Vallin & Meslé, 2004). Impulsionados pela queda da mortalidade nas idades mais avançadas, muitos estudos estimaram a expectativa de vida saudável com o objetivo de analisar a qualidade de vida dos idosos.

Diferentes estimativas da expectativa de vida saudável nos Estados Unidos já foram produzidas para diferentes períodos e utilizando uma grande variedade de definições metodológicas (Sullivan, 1971; McKinlay et al., 1989). Por exemplo, Crimmins, Saito, & Ingegneri (1989) e Crimmins, Saito, & Reynolds, (1997) estimaram a expectativa de vida saudável<sup>1</sup> nos EUA, bem como sua tendência entre 1970 e 1980. Os resultados mostraram um aumento de 0,2 anos na expectativa de vida livre de incapacidade, para os idosos. No entanto, a proporção da expectativa de vida vivida livre de incapacidades, em relação à expectativa de vida total, diminuiu tanto para homens (passou de 51,2% em 1970 para 47,8% em 1980) quanto para as mulheres (passou de 54,2% em 1970 para 50,5% em 1980), levando os autores a concluir que nesse período, foram observados indícios de extensão da morbidade para os idosos americanos.

---

<sup>1</sup> Crimmins, Saito, & Ingegneri (1989) e Crimmins, Saito, & Reynolds, (1997) definiram a expectativa de vida saudável como a expectativa de vida livre de incapacidades, que são os anos de vida em que a saúde dos indivíduos não afeta a habilidade de realizar as atividades de vida incluindo as atividades primárias e secundárias, como por exemplo: trabalhar e cuidar da casa.



Os indícios de extensão da morbidade observados nos Estados Unidos entre 1970 e 1980 não surpreendem, já que nesse período foi observado um aumento da prevalência de idosos incapacitados (Crimmins, Saito, & Reynolds, 1997). Durante a década de 1970, para a população entre 60 e 74 anos, foram observados aumentos estatisticamente significativos na prevalência de indivíduos incapacitados<sup>2</sup>, tanto para homens quanto para mulheres. Crimmins et al., (1994) atribuíram o aumento da prevalência de idosos incapacitados durante a década de 1970 ao declínio da mortalidade por condições crônicas, particularmente doenças cardíacas e acidentes vasculares encefálicos.

Ao contrário da década de 1970, indícios de compressão da morbidade foram observados para a população idosa americana durante a década de 1980 (Crimmins et al., 1994; Crimmins, Saito, & Reynolds, 1997). (Crimmins et al., 1997) por meio do *National Health Interview Survey* (NHIS) observaram que entre 1980 e 1990, ocorreu um pequeno aumento na proporção de tempo vivido sem incapacidades<sup>3</sup> entre idosos com 65 anos e mais, tanto para os homens quanto para as mulheres (47,8% em 1980 e 49,1% em 1990 para homens, e 50,5% em 1980 e 52% em 1990 para mulheres). Crimmins et al. (1994) encontraram resultados similares ao comparar as coortes de idosos (maiores de 70 anos) em 1984 e em 1990. Os autores observaram um aumento no número de anos vividos livres de incapacidade, e nenhuma mudança no número de anos vividos com incapacidade, resultado do declínio das taxas de início das incapacidades e do aumento nas taxas de recuperação das incapacidades. Consistente com os resultados para a expectativa de vida saudável na década de 1980, os estudos demonstraram um declínio na prevalência de idosos incapacitados entre 1980 e 1990 (Crimmins et al., 1997).

O declínio da prevalência de idosos incapacitados pode ser explicado por variações na prevalência de doenças crônicas. Mudanças na prevalência de

---

<sup>2</sup> Aqueles que sofrem limitações que os impedem de realizar as atividades de vida incluindo as atividades principais e secundárias, como por exemplo: trabalhar e cuidar da casa.

<sup>3</sup> Foram considerados incapacitados aqueles que sofrem limitações que os impedem de realizar as atividades de vida incluindo as atividades principais e secundárias, como por exemplo: trabalhar e cuidar da casa.

doenças e condições crônicas para os idosos americanos já foram estudadas por vários autores e por meio de diferentes bases de dados (Manton et al., 1995; Brown et al., 1996; Crimmins et al., 1999; Crimmins & Saito, 2000). Manton et al. (1995), por meio do *National Long-Term Care Survey* examinaram as mudanças de algumas condições crônicas entre os idosos americanos, e concluíram que entre 1982 e 1989, embora tenha havido o aumento da prevalência de algumas condições como doenças cardíacas e mal de Parkinson, ocorreu uma redução da prevalência de doenças como artrite, aterosclerose, hipertensão, acidentes vasculares encefálicos e outras doenças circulatórias. Crimmins et al. (1999) também examinaram esta questão com os dados da década de 1980, e constataram que de fato, durante esse período, as prevalências de doenças cérebro e cardiovasculares diminuíram para os americanos entre 60 e 69 anos. No entanto, outros trabalhos sugeriram que esta melhoria ficou restrita aos idosos mais jovens.

Crimmins & Saito (2000), com base em dados de 1984 e 1994, mostraram que houve aumento na prevalência de quase todas as condições crônicas<sup>4</sup> auto-reportadas tanto para homens quanto para mulheres, nas idades acima de 70 anos. Portanto, os indícios de compressão de morbidade observados na década de 1980, ocorreram em função, principalmente, da melhoria na saúde de idosos com menos de 70 anos.

No que se refere à década de 1990, Cai & Lubitz (2005), investigaram as tendências da incapacidade funcional<sup>5</sup> para os idosos americanos por meio do banco de dados longitudinal *Medicare Current Beneficiary Survey* e demonstraram que, em termos relativos, a proporção da expectativa de vida vivida com incapacidade passou de 42,5% em 1992 para 40,5% em 2002,

---

<sup>4</sup> Foram selecionadas as principais causas de morte entre os idosos americanos – doenças cardíacas, acidente vascular encefálico, câncer, diabetes - e hipertensão por ser um fator de alto risco para as doenças cardiovasculares; e as seguintes condições de morbidade: artrite, osteoporose, fratura do quadril e glaucoma.

<sup>5</sup> Cai & Lubitz (2005) consideraram idosos com incapacidade funcional aqueles com dificuldade para realizar as AVD e as AIVD. Os idosos com incapacidade de realizar no mínimo uma AIVD ou menos de três AVD foram classificados com nível moderado de incapacidade; já os idosos com incapacidade de realizar pelo menos três AVD foram considerados com nível grave de incapacidade.

sugerindo uma nova tendência de compressão da morbidade. Os autores não observaram, no entanto, mudanças na idade de início das incapacidades, fato que ocorreu, principalmente, devido às elevadas taxas de recuperação de idosos com 65 anos<sup>6</sup>. Ao analisarem as mudanças na expectativa de vida com incapacidade funcional por nível de gravidade, os autores observaram que tanto em termos absolutos quanto em termos relativos, a expectativa de vida com incapacidade funcional moderada aumentou, ao passo que, a expectativa de vida com incapacidade funcional grave diminuiu, levando-os a concluir que a hipótese de equilíbrio dinâmico é a mais adequada para explicar o padrão observado na década de 1990.

Com relação aos diferenciais por sexo, os resultados encontrados por Cai e Lubitz (2005) mostraram que na década de 1990, a proporção da expectativa de vida total vivida com incapacidade, diminuiu 8,2% entre os homens, passando de 34% para 31%. Por outro lado, entre as mulheres essa proporção reduziu apenas 1%, passando de 48,1% para 47,6%.

A queda da proporção do tempo vivido com incapacidade funcional, demonstrada por Cai e Lubitz (2005), é coerente com o declínio da prevalência de indivíduos incapacitados para realizar AVD e AIVD, durante a década de 1990, observado por Manton et al. (1997), Manton & Gu, (2001) e Waidmann & Liu (2000). Esses estudos mostraram também, que as prevalências de idosos incapacitados aumentam com a idade e são maiores entre as mulheres se comparadas aos homens.

De forma diferente de outros estudos realizados para os Estados Unidos, que definem os estados de saúde com base apenas em medidas de incapacidade, Crimmins & Beltrán-Sánchez (2010) utilizaram doenças crônicas<sup>7</sup> e perda de

---

<sup>6</sup> Entre os idosos com 65 anos em estados moderados de incapacidade, 57,5% recuperaram e 46,3% destes se recuperaram no ano de 2002; enquanto em 1992, 53,1% recuperaram e 45,1% desses se recuperaram no ano de 1992.

<sup>7</sup> Crimmins e Beltrán-Sanches (2011) basearam suas análises nas mudanças das prevalências de quatro das principais doenças crônicas que levam a morte: doenças cardíacas, acidentes vasculares encefálicos, câncer e diabetes.

mobilidade funcional<sup>8</sup> para definir os estados de saúde dos idosos. Os autores concluíram que entre 1998 e 2006, a proporção do tempo vivido com no mínimo uma doença crônica passou de 45% para 52% entre os homens e de 39% para 43% entre as mulheres. Além disso, também foram observados aumentos na proporção do tempo vivido com incapacidade funcional (passou de 18% para 26% entre os homens e 30% para 37% entre as mulheres). Com base nesses resultados o estudo concluiu que nos últimos anos foi observada uma extensão do tempo vivido com doenças crônicas e com incapacidade funcional. Durante os oito anos analisados observou-se aumento nas prevalências de doenças crônicas e nas prevalências de incapacidade funcional, segundo os dados do NHIS (Crimmins & Beltrán-Sánchez, 2010). Essas tendências corroboram com os cenários de morbidade encontrados por Crimmins & Beltrán-Sánchez (2010).

Fries (2000), destacando a importância dos estilos de vida na qualidade de vida dos idosos, testou a hipótese de compressão da morbidade por níveis de riscos à saúde<sup>9</sup>. Os resultados mostraram que pessoas com comportamento de alto risco na fase adulta têm o dobro de incapacidade, na velhice, comparadas àquelas com comportamento de baixo risco. Além disso, foi observada a compressão de morbidade para os indivíduos com comportamento de baixo risco, no qual foi observado um adiamento de 7,75 anos da idade ao surgimento das incapacidades, entre 1986 e 1994.

Além dos Estados Unidos, em outros países desenvolvidos também foram investigados os possíveis cenários de morbidade. Doblhammer & Kytir (2001), utilizando informações auto-reportadas do estado de saúde (bom ou ruim) dos idosos austríacos, observou que, entre 1978 e 1998, a proporção de tempo vivido com saúde passou de 75% para 87% para os homens e de 80% para 89% para

---

<sup>8</sup> A perda de mobilidade funcional foi definida com base na incapacidade de realizar no mínimo uma das seguintes tarefas: caminhar ¼ de milha (aproximadamente 400 metros), subir 10 degraus, ficar em pé ou sentado por duas horas, ajoelhar-se sem usar equipamento especial.

<sup>9</sup> Fries (2000) utilizou o *University of Pennsylvania Study* e segregou os riscos em alto, moderado e baixo com base em fatores como: tabagismo, índice de massa corporal e falta de exercícios físicos

as mulheres. Esses resultados levaram os autores a concluir que foram observados indícios de compressão da morbidade na Áustria.

Na Nova Zelândia, Graham et al. (2004) observaram que o número de anos vividos pelos idosos com incapacidade funcional grave diminuiu, ao passo que o número de anos vividos sem limitações funcionais aumentou. Esses resultados levaram os autores a concluir que entre 1981 e 1996, ocorreu o processo de equilíbrio dinâmico entre os idosos da Nova Zelândia.

A literatura internacional mostra a importância de se analisar as tendências das prevalências de doenças crônicas e incapacidades para justificar os cenários de morbidade encontrados. Além disso, as diferentes definições dos estados de saúde adotados podem levar a conclusões divergentes acerca dos cenários de morbidade observados.

## 5 TENDÊNCIAS DA MORTALIDADE E DA MORBIDADE ENTRE OS IDOSOS BRASILEIROS

Entre as décadas de 1940 e 1960 o Brasil experimentou um significativo declínio da mortalidade, devido principalmente, a queda da mortalidade infantil. Nesse período, a expectativa de vida ao nascer passou de 41,24 anos em 1930 para 43,56 anos em 1940, atingindo 55,70 anos em 1960 (Carvalho, 1974). Nas décadas seguintes, a mortalidade infantil continuou a cair, e a expectativa de vida ao nascer aumentou cerca de 30 anos entre 1940 e 1998 (Camarano, 2002). Essa tendência se manteve durante o século XXI, no qual a expectativa de vida passou 70,7 anos em 2001 para 73,5 em 2010 (IBGE).

Com relação às idades mais avançadas, a mortalidade também caiu nas últimas décadas. (Camarano, 2002; Lima-Costa et al., 2004). O declínio da taxa de mortalidade entre os idosos se traduziu em aumentos na expectativa de vida aos 60 anos, que passou de 11,9 anos em 1980 para 14,05 anos em 1998, atingindo o nível de 21,3 anos em 2009 (Camarano 2002; IBGE). Para as mulheres com 60 anos, os ganhos na expectativa de vida, entre 1980 e 1998, giraram em torno de 2,7 anos, enquanto que, para os homens dessa mesma idade, esse aumento foi de 2,4 anos (Camarano, 2002). Além de se diferenciar por sexo, os ganhos na expectativa de vida nas idades mais avançadas também se diferenciaram por idade, no qual os idosos maiores de 70 anos experimentaram os maiores declínios das taxas de mortalidade (Lima-Costa et al., 2004). Segundo Camarano (2002), o declínio da mortalidade por doenças do aparelho circulatório foi o grande responsável pelo aumento da expectativa de vida dos idosos brasileiros.

Acompanhando o processo de queda da mortalidade, têm ocorrido também, mudanças no padrão de morbi-mortalidade, no qual as doenças transmissíveis são substituídas por doenças não-transmissíveis. Essas mudanças se enquadram no processo de transição epidemiológica, que, além disso, se caracteriza pelo deslocamento da carga de morbi-mortalidade das idades mais jovens para as idades mais avançadas, e pela transformação de uma situação em que predomina a mortalidade, para outra na qual a morbidade é dominante

(Omram, 2005). Diferente dos países desenvolvidos, a transição epidemiológica no Brasil se caracteriza pela sobreposição das etapas nas quais predominam as doenças transmissíveis e crônico-degenerativas (Schramm et al., 2004).

No Brasil, a proporção de idosos portadores de doenças crônicas além de ser bastante elevada, está aumentando. Segundo os dados da PNAD de 2003, 75,5% dos idosos reportaram ser portadores de pelo menos uma doença crônica<sup>10</sup>, sendo 69,5% entre os homens e 80,2% entre as mulheres (IBGE, 2005). Em 2008, essas proporções aumentaram, passando para 79,1% (73,8% entre os homens e 81,3% entre as mulheres) (IBGE, 2010).

O declínio da mortalidade por doenças crônicas, nas idades mais avançadas, pode levar a mudanças na prevalência de idosos portadores dessas doenças, que por sua vez, interfere na prevalência de idosos incapacitados. Por isso, é importante para este estudo conhecer as tendências da mortalidade e morbidade das principais condições crônicas que afetam os idosos brasileiros, com o objetivo de entender as mudanças nas prevalências de idosos incapacitados.

### **5.1 Tendências da mortalidade e morbidade por doenças do aparelho circulatório**

Nas últimas décadas as doenças do aparelho circulatório foram as principais causas de morte entre os idosos brasileiros (Lima-Costa et al., 2000; Camarano, 2002; Lima-Costa et al., 2004; Brasil, 2005). Entre os anos 80 e 90 as taxas de mortalidade por doenças do aparelho circulatório, principalmente as doenças cerebrovasculares e isquêmicas do coração, diminuíram (Camarano, 2002; Lima-Costa, 2004), e foram as grandes responsáveis pelo aumento da expectativa de vida dos idosos brasileiros Camarano (2002).

---

<sup>10</sup> Foram investigadas nas PNAD's de 2003 e 2008 as seguintes doenças: doenças de coluna ou costas, artrite ou reumatismo, câncer, diabetes (ou hiperglicemia), bronquite ou asma, hipertensão, doença do coração, doença crônica renal, depressão, tuberculosa, tendinite ou tenossinovite e cirrose.

As doenças do aparelho circulatório deixaram de ser responsáveis por 42,6% dos óbitos masculinos em 1980, para representar 38,1% em 1991 e 35,5% em 2000; entre as mulheres esses percentuais foram maiores 46,8%, 41,8% e 38,2%, respectivamente, para os anos de 1980, 1991 e 2000 (Camarano, 2002; Camarano et al., 2004). Nesse período, a queda da proporção de óbitos por doenças do aparelho circulatório se deveu, principalmente, à redução efetiva das taxas de mortalidade por essas doenças, que reduziu tanto para homens (33,1% para idosos entre 60 e 79 anos e 38,2% para idosos com 80 anos e mais) quanto para mulheres (42,3% para idosos entre 60 e 79 anos e 38% para idosos com 80 anos e mais) (Camarano et al., 2004; Lima-Costa et al., 2000).

As doenças do aparelho circulatório além de serem importantes causas de mortalidade, também são importantes causas de morbidade. As doenças do coração, dentre as doenças do aparelho circulatório, são as mais prevalentes entre os idosos brasileiros e representaram 19,0% em 1998, 17,4% em 2003 e 17,3% em 2008 (Camarano, 2002; Barros et al., 2011; Lima-Costa et al., 2011). Observa-se uma tendência de queda da prevalência de doenças do coração nos últimos 10 anos, e segundo Lima-Costa et al. (2011), esse declínio foi estatisticamente significativo.

As doenças cerebrovasculares, como os acidentes vasculares encefálicos (AVE), são uma das principais causas de incapacidade de longa duração (Giacomin, 2008). De acordo com o Projeto SABE (*Saúde Bem-Estar e Envelhecimento*), 7,2% dos idosos já tiveram complicações circulatórias relacionadas aos AVE <sup>11</sup>, sendo 8,9% homens e 6,0% mulheres (Lebrão, 2003). Um estudo realizado para o município de Vassouras também observou uma maior prevalência de AVE entre os homens, além de observar também, que essas prevalências aumentam com o avançar da idade (Pereira et al., 2009).

Os estudos mostraram que existe uma tendência de queda da mortalidade por doenças do aparelho circulatório entre os idosos brasileiros, e existe também, uma vantagem feminina em relação aos ganhos na expectativa de vida advindos

---

<sup>11</sup> O questionário do Projeto SABE possui a seguinte pergunta: “Teve uma embolia, derrame, ataque, isquemia ou trombose cerebral?”



da queda da mortalidade por essa causa. Além disso, as doenças do aparelho circulatório, dentre as condições crônicas fatais, são as grandes responsáveis pelas incapacidades funcionais, e a queda da mortalidade por essa causa pode levar a mudanças na prevalência de idosos com incapacidade funcional.

### **5.1.1 Tendências da morbidade dos principais fatores de risco das doenças do aparelho circulatório**

A hipertensão arterial e o diabetes, dentre as condições crônicas, são importantes fatores de risco das doenças do aparelho circulatório (Brasil, 2004; Brasil, 2005). A hipertensão arterial é responsável por complicações cardiovasculares, encefálicas, coronarianas, renais e vasculares periféricas (Brasil, 2004), além de ser a condição crônica de maior prevalência entre os idosos brasileiros (Camarano, 2002; Barros et al., 2011). Nos últimos anos, foi observado um aumento na prevalência de hipertensão arterial, que passou de 46,16% em 2003 para 50,46% em 2008 para o grupo etário 60-69 anos, de 52,79% para 57,15% para o grupo etário 70-79 anos e de 49,71% para 55,85% para os idosos com 80 anos e mais (Barros et al., 2011; Lima-Costa et al., 2011).

Os dados do Projeto SABE também apresentaram elevadas prevalências de hipertensão arterial entre os idosos, atingindo 56,3% das mulheres e 49,0% dos homens (Lebrão, 2003). Outra informação relevante desse projeto é quanto ao uso de medicamentos para o controle da hipertensão. Os dados apresentaram que 80,6% dos hipertensos estavam nessas condições, contra 19,4% que não tomavam medicamentos. Quanto ao sexo, 84,4% das mulheres e 73,5% dos homens hipertensos tomavam medicação. Observou-se também que 80,3% das mulheres e 78,8% dos homens controlavam a pressão arterial (Lebrão, 2003). A grande prevalência de hipertensos e os diferenciais por sexo em relação aos cuidados para controlar a doença, podem interferir na prevalência de doenças nas quais a hipertensão arterial é fator de risco.

Firmo, Barreto, & Lima-Costa (2003), ao avaliar o tratamento da hipertensão arterial em uma coorte de idosos do Projeto Bambuí (*The Bambuí Health and Aging Study*), encontraram que 62% dos idosos eram hipertensos, dos quais 82%

estavam em tratamento, porém dentre os tratados, somente 39% apresentavam pressão sistólica e diastólica controlada, aumentando o risco de problemas futuros, inclusive de incapacidade.

O diabetes também apresenta alta morbi-mortalidade, com perda importante na qualidade de vida, além de ser uma das principais causas de morte, insuficiência renal, amputação de membros inferiores, cegueira e doença cardiovascular (Brasil, 2004). Segundo o Ministério da Saúde, o diabetes é uma doença comum e de incidência crescente no Brasil (Brasil, 2004). Entre os anos de 1998, 2003 e 2008, a prevalência do diabetes entre os idosos brasileiros aumentou, passando de 10,3% em 1998 para 13,0% em 2003 e 16,1% em 2008 (Lima-Costa et al., 2011). Além disso, a prevalência do diabetes aumenta bruscamente com o avançar da idade. Com relação aos diferenciais por sexo, Lebrão (2003) mostrou por meio dos dados do Projeto SABE que a prevalência do diabetes é ligeiramente superior entre as mulheres.

A prevalência de hipertensão arterial e do diabetes aumentou entre os idosos brasileiros nas últimas décadas. Isso mostra a grande necessidade de medidas preventivas para combater essas doenças, e conseqüentemente, reduzir o ônus das doenças circulatórias. Medidas antitabagismo, políticas de alimentação e nutrição e de promoção da saúde e, ainda, as ações de atenção à hipertensão arterial e ao diabetes com garantia de medicamentos básicos na rede pública, podem evitar que essas doenças alcancem estágios mais avançados, e possam também, adiar o surgimento de doenças circulatórias, gerando melhorias na qualidade de vida dos idosos.

## **5.2 Tendências da mortalidade e morbidade por neoplasias**

As neoplasias são a segunda maior causa de morte entre os idosos brasileiros (Lima-Costa et al., 2000; Camarano, 2002; Lima-Costa et al., 2004; Brasil, 2005). As taxas de mortalidade por neoplasias aumentaram durante as décadas de 1980 e 1990, sendo 18,2% entre os homens e 4% entre as mulheres (Lima-Costa et al., 2000; Camarano, 2002; Lima-Costa, 2004; Camarano et al., 2004). Além disso, Camarano et al.(2004) constataram que ocorreu um adiamento da idade de morte

por neoplasias entre os idosos brasileiros, passando de 71,5 anos em 1980 para 73,1 anos em 2000 para os homens e de 72,3 anos para 73,8 anos entre 1980 e 2000 para as mulheres.

Segundo as estatísticas do Instituto Nacional do Câncer, as taxas de incidência de câncer cresceram nas últimas décadas no Brasil (INCA, 2011). No entanto, apesar da crescente incidência dos cânceres, a sua prevalência é baixa entre os idosos se comparadas a outras doenças crônicas (Camarano, 2002; Lebrão, 2003; Barros et al., 2011). Entre 2003 e 2008, a prevalência de câncer aumentou entre os idosos brasileiros, passando de 1,75% para 1,93% para o grupo etário 60-69 anos, de 2,43% para 3,11% para os idosos entre 70-79 anos, e de 2,84% para 3,57% para os indivíduos maiores de 80 anos. Os dados do Projeto SABE também mostraram aumento da prevalência de câncer<sup>12</sup> entre os idosos com o avançar da idade e não observaram diferenças entre homens e mulheres (Lebrão, 2003). A baixa prevalência de câncer contrasta com sua alta mortalidade. Isso é compreensível diante da alta letalidade e duração relativamente curta dessa doença (Lebrão, 2003).

### **5.3 Tendências da morbidade de outras doenças e condições crônicas**

Este capítulo começou examinando as tendências da mortalidade e morbidade das principais causas de morte entre os idosos, porque nessas causas pode estar a base da compressão ou extensão da morbidade no Brasil. Entretanto, existem outras condições crônicas que não são importantes causas de morte, mas são grandes causadoras de incapacidade funcional. Entre elas estão as artrites ou reumatismo, doenças de coluna e costas, distúrbios da visão e audição, depressão e demência (Lafortune et al., 2007).

As doenças de colunas e costas são muito prevalentes entre os idosos brasileiros, e no *ranking* das doenças mais prevalentes, fica atrás apenas da hipertensão. Em 1998, 42,1% dos homens entre 60-79 anos declararam ter doenças de colunas e

---

<sup>12</sup> A pergunta do Projeto SABE é sobre “tumores malignos” e excluía tumores ou cânceres de pele.

costas; entre os maiores de 80 anos esse percentual aumentou, atingindo 48,3% dos idosos. Para as mulheres esses percentuais foram 40,8% e 46,2%, respectivamente, para os grupos etários 60-79 anos e 80 anos e mais (Camarano, 2002). Em 2008, essas prevalências diminuíram, passando para 35,14% para o grupo etário 60-69 anos, 35,54% para o grupo etário 70-79 anos e 33,93% para o grupo etário 80 anos e mais. Esses estudos mostram que existe uma tendência de queda da prevalência de doenças de coluna e costas entre os idosos brasileiros.

Seguindo o *ranking* das prevalências de doenças crônicas, depois das doenças de coluna e costas, estão as artrites e o reumatismo. De acordo com Lima-Costa et al. (2011), entre 1998-2003 e 2003-2008 ocorreram quedas estatisticamente significativas nas prevalências de artrites e reumatismo, que atingiam 37,5% dos idosos em 1998, 27,3% em 2003 e 24,2% em 2008. As artrites e reumatismos são doenças predominantemente do sexo feminino, e atingem 39,6% das mulheres e 20,6% dos homens, além disso, a prevalência dessas doenças aumenta muito com o avançar da idade (Barros et al., 2011; Lebrão, 2003).

Outra condição crônica que merece atenção neste estudo é a demência. A demência é um dos problemas de saúde mais angustiantes que afetam os idosos, e traz como consequência a perda da capacidade funcional, destruindo a qualidade de vida do indivíduo e de sua família (Lebrão, 2003). Fagundes et al. (2011) realizaram uma revisão sistemática de estudos realizados sobre a prevalência da demência entre os idosos no Brasil<sup>13</sup>, entre os anos de 1990 e 2010. Os autores observaram que as taxas de prevalência de demência variam de 5,1% a 19,0% entre os idosos. Essas variações ocorreram devido aos diferentes métodos aplicados para identificar a demência. Essa revisão concluiu que a prevalência de demência aumenta com a idade e é maior entre as mulheres.

---

<sup>13</sup> Esses estudos foram realizados para os municípios de Catanduva (SP), São Paulo (SP) e Ribeirão Preto (SP).

#### 5.4 Tendências da incapacidade funcional entre os idosos brasileiros

Em pesquisas epidemiológicas, a incapacidade costuma ser medida segundo o auto-relato sobre alguma dificuldade para a realização de atividades cotidianas. Os suplementos de saúde das PNADs possuem seis quesitos de mobilidade física e um quesito de incapacidade funcional<sup>14</sup>.

De acordo com a PNAD de 1998, 2,0% dos idosos relataram impossibilidade de alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro (2,2% mulheres e 1,8% homens), 4,4% relataram impossibilidade abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se (5,7% mulheres e 2,7% homens), e 6,2% relataram impossibilidade para caminhar mais de um quilometro (7,9% mulheres e 4,2% homens) (Lima-Costa et al., 2003). Parahyba & Melzer (2002) e Melzer & Parahyba (2004) ao analisarem todos os quesitos de mobilidade física e incapacidade funcional da PNAD de 1998, observaram que a incapacidade para realizar as Atividades de Vida Diária (alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro) é a menos prevalente entre os idosos, ao passo que, dificuldade para correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados, foi a mais prevalente.

Os dados da PNAD de 1998 mostram, também, que a prevalência de incapacidade funcional entre idosos aumenta com o avançar da idade tanto para homens quanto para as mulheres. Além disso, existem diferenças em relação os sexos, na qual as mulheres reportam ser mais incapacitadas que os homens (Lima-Costa et al., 2003; Parahyba & Melzer, 2002; Melzer & Parahyba, 2004; Camarano et al., 2004).

Parahyba & Melzer (2002), por meio das informações da PNAD de 1998 e com o objetivo de entender de forma mais detalhada o processo de incapacidade entre os idosos, criaram três grupos com diferentes níveis de incapacidade. Os autores consideraram idosos com nível grave de incapacidade (dificuldade para realizar

---

<sup>14</sup> As PNADs avaliam a dificuldade de realização das seguintes tarefas: alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro (AVD); correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados; empurrar mesa ou realizar consertos domésticos; subir ladeira ou escada; abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se; andar mais de 1 quilômetro; e andar 100 metros.

as AVD), nível moderado de incapacidade (dificuldade de andar mais de 100 metros), e nível leve (dificuldade de andar mais de 1 quilômetro). Os resultados mostram o esperado: à medida que aumenta a gravidade da incapacidade menor é a sua prevalência. Além disso, observou-se, também, que independente do grau de incapacidade, as mulheres reportam ser mais incapacitadas que os homens.

Parahyba et al. (2005) estimaram as taxas de incapacidade funcional e os fatores associados à prevalência de incapacidade funcional entre as mulheres idosas. O estudo utilizou todos os quesitos que avaliam incapacidade na PNAD de 1998, e observou que as limitações mais freqüentes entre as idosas são as que demandam mais esforço físico, como correr e levantar objetos pesados, subir escadas e caminhar mais de um quilômetro. Dificuldades em realizar as AVD, foram as menos prevalentes. Com relação aos fatores sócio-demográficos associados à prevalência de incapacidade funcional, os indicadores que apresentaram os maiores diferenciais entre as mulheres idosas foram a renda familiar, a educação e a posse de bens. Os autores concluíram que o padrão de incapacidade funcional em mulheres idosas no Brasil é compatível com os padrões observados em outros países.

Lima-Costa et al. (2011) analisaram as tendências das incapacidades funcionais<sup>15</sup> definidas pelo indicador AVD por meio das PNADs de 1998, 2003 e 2008. O estudo concluiu que a prevalência de incapacidade funcional não mudou significativamente<sup>16</sup> no período estudado (6,5% em 1998, 6,4% em 2003 e 6,9% em 2008). Além disso, ao longo desses 10 anos, não se observaram mudanças na distribuição etária da incapacidade funcional, uma vez que as prevalências permaneceram estáveis nas faixas etárias: 60-69 anos (3,5% em 1998, 3,1% em 2003 e 3,5% em 2008), 70-79 anos (7,4% em 1998, 7,0% em 2003 e 7,2% em 2008) e 80 anos e mais (18,8% em 1998, 19,5% em 2003 e 20,2% em 2008). O estudo concluiu que não houve mudanças significativas na prevalência da incapacidade para realizar as AVD entre os idosos brasileiros.

---

<sup>15</sup> Lima-Costa et al. (2011) consideraram um idoso incapacitado aquele que relatou muita dificuldade ou total dificuldade para realizar as AVD.

<sup>16</sup> As análises deste estudo foram baseadas em Razões de Prevalência e intervalos de confiança de 95% ajustados por idade e sexo, que foram estimados por meio da regressão de Poisson.

Estudos que não são de abrangência nacional também exploraram a incapacidade entre os idosos. O Projeto SABE, diferente das PNADs, possui informações detalhadas de seis AVD<sup>17</sup>. De acordo com esses dados, vestir-se foi a dificuldade mais reportada entre os idosos paulistas (11,2% homens e 15,2% mulheres), seguida pelas dificuldades de deitar/levantar da cama, tomar banho, atravessar cômodo, ir ao banheiro e comer. Comparando homens e mulheres, as mulheres relataram mais dificuldades em realizar as AVD que homens, com exceção de comer (4,3% homens e 3,1% mulheres). Os maiores diferenciais por sexo observados foram nas dificuldades em deitar/levantar da cama e vestir-se, na qual na primeira a proporção de mulheres que declaram dificuldade foi o dobro dos homens, e na segunda foi 40% maior.

Esta seção confirma o esperado que as mulheres idosas reportam um estado funcional pior que dos homens. Além disso, observa-se que as incapacidades para realizar as AVD são as menos prevalentes entre os idosos brasileiros, tanto do sexo feminino quanto do sexo masculino. Isso, provavelmente, decorre do fato das AVD serem um indicador de incapacidade grave. Os estudos mostraram também, que quando se analisam essas prevalências para diferentes idades, observa-se que elas aumentam substantivamente com o avançar da idade.

## **5.5 Tendências da expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros**

A expectativa de vida saudável reflete a combinação entre a morbidade e mortalidade dos indivíduos. No Brasil, a expectativa de vida saudável dos idosos foi estimada em diversos estudos.

Baptista (2003), após identificar os perfis multidimensionais de incapacidade (dimensão cognitiva, emocional e física)<sup>18</sup>, estimou a expectativa de vida ativa

---

<sup>17</sup> O Projeto SABE possui quesitos sobre dificuldade de: atravessar cômodo; vestir-se; tomar banho; comer; deitar/levantar da cama e ir ao banheiro.

<sup>18</sup> A autora utilizou os dados do Projeto SABE que avalia a condição cognitiva dos idosos com base no "Mini Exame do Estado Mental", a condição emocional por meio da "Escala de Depressão Geriátrica" e a condição física por meio de questões relacionadas à mobilidade física, às AVD e às AIVD.

dos idosos do município de São Paulo, em 1999. A autora considerou três estados de saúde (ativo, com incapacidade moderada e com incapacidade severa<sup>19</sup>), e concluiu que, em média, 54,90% da expectativa de vida total de um idoso do sexo masculino é vivida como ativo, com relação às mulheres esse percentual diminui para 41,82%.

Camargos (2004) avaliou a incapacidade funcional dos idosos paulistanos, em 2000, com base na inabilidade e dificuldade para realizar as seis atividades do indicador de AVD. O estudo concluiu que a proporção da expectativa de vida total vivida como ativo foi, em média, 83% para os homens e 73,9% para as mulheres. Camargos, Machado, & Rodrigues (2007), complementaram o estudo de Camargos (2004), diferenciando a expectativa de vida saudável dos idosos paulistanos por nível educacional. Esses autores observaram o esperado, que a proporção do tempo vivido com incapacidade funcional diminui com o aumento do nível educacional.

Romero, Leite, & Szwarcwald (2005) e Camargos, Rodrigues & Machado (2009) estimaram a expectativa de vida saudável para os idosos brasileiros com base na autopercepção de saúde. Os dois estudos também demonstraram que uma proporção importante da expectativa de vida é vivida em estados não saudáveis.

No entanto, apesar de diversos estudos terem estimado a expectativa de vida saudável dos idosos, pouco se sabe acerca das tendências dessa medida no Brasil. Camargos, Machado, & Rodrigues (2008c) estimaram a expectativa de vida ativa<sup>20</sup> dos idosos brasileiros em 1998 e 2003, por meio dos dados das PNADs. Nesse período, os autores observaram um aumento da proporção da expectativa de vida total vivida como ativo, tanto para homens (passou de 84%

---

<sup>19</sup> Os idosos ativos são aqueles com nenhuma incapacidade, com incapacidade física ou cognitiva leve; os idosos com incapacidade moderada são aqueles com incapacidade cognitiva moderada e incapacidade emocional severa e física moderada; os idosos com incapacidade severa são aqueles com incapacidade física severa, cognitiva moderada ou severa e emocional leve.

<sup>20</sup> Foram definidos como incapacitados os idosos que declararam que não conseguem, possuem pequena ou grande dificuldade para realizar as AVD. Os idosos que relataram não ter dificuldade foram classificados como ativos.



para 86%) quanto para as mulheres (passou de 80% para 82%), sugerindo o processo de compressão da morbidade.

Os estudos que estimaram a expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros demonstraram que as mulheres passam uma maior proporção de sua expectativa de vida total em estados não saudáveis. Além disso, observou-se que entre 1998 e 2003, ocorreram melhorias no estado funcional dos idosos brasileiros.

## **6 FONTES DE DADOS E ASPECTOS METODOLÓGICOS**

Para estimar a expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros, nos períodos de 1998-2003 e 2003-2008, foi utilizada a técnica intercensitária desenvolvida por Guillot & Yu (2009). Trata-se de uma técnica indireta que se baseia na abordagem multi-estado para estimar a expectativa de vida em diferentes estados de saúde. Apesar de ser chamada de “intercensitária” esta técnica também pode ser aplicada em dados de pesquisas amostrais.

Os dados necessários para a aplicação da técnica desenvolvida por Guillot & Yu (2009) são: as proporções de indivíduos saudáveis, específicas por idade, em duas pesquisas transversais, sucessivas e independentes e uma função de mortalidade total vigente entre as datas das pesquisas. No caso deste trabalho, as proporções de indivíduos saudáveis foram calculadas por meio dos dados dos suplementos de saúde, presentes na Pesquisa Nacional por Amostras de Domicílios (PNAD). As informações de mortalidade foram obtidas nas Tábuas Completas de Mortalidade estimadas para o Brasil, pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

A seção 6.1 contém uma breve descrição das fontes de dados utilizadas. As técnicas aplicadas e os pressupostos adotados estão apresentados na seção seguinte.

### **6.1 Fontes de Dados**

#### **6.1.1 Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios**

Este estudo utiliza os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). A pesquisa é realizada anualmente, exceto em anos censitários, desde 1971. A PNAD investiga de forma permanente características gerais da população como educação, trabalho, rendimento e outras; e com periodicidade variável

características como saúde, migração, fecundidade, nutrição e outros temas que são incluídos de acordo com as necessidades de informação do país.

Como seu próprio nome indica, a PNAD é realizada por meio de uma amostra de domicílios e a sua abrangência geográfica, prevista desde seu início para ser nacional, foi alcançada gradativamente. Entre 1981 e 2003, a abrangência geográfica da PNAD excluía as áreas rurais das seguintes Unidades da Federação: Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá. A partir de 2004 a PNAD alcançou a cobertura completa do Território Nacional.

As PNADs de 1998, 2003 e 2008 foram selecionadas para este estudo por serem as PNADs mais recentes que contêm o suplemento saúde. Foram entrevistadas 344.975 pessoas em 1998, 384.834 pessoas em 2003 e 391.868 pessoas em 2008. Entretanto, como o foco deste estudo são os idosos as amostras foram restringidas, a princípio, para as pessoas com 60 anos e mais<sup>21</sup>, resultando em 28.943 idosos em 1998, 35.114 em 2003 e 41.269 em 2008.

Dentre os quesitos presentes na Pesquisa Suplementar de Saúde, as PNADs de 1998, 2003 e 2008 contêm informações sobre mobilidade física e incapacidade funcional. Com base em uma escala ordinal com quatro níveis (“Não consegue”, “Tem grande dificuldade”, “Tem pequena dificuldade” ou “Não tem dificuldade”) a pesquisa mensura o grau de dificuldade com que as pessoas exercem tarefas como: alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro sem ajuda; correr, levantar objetos pesados, praticar esportes ou realizar trabalhos pesados; empurrar mesa ou realizar consertos domésticos; subir ladeira ou escada; abaixar-se, ajoelhar-se ou curvar-se; andar mais de 1 quilômetro; e andar 100 metros.

O quesito selecionado para analisar o estado de saúde dos idosos é: “Normalmente, por problema de saúde, tem dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro?”. Essa pergunta avalia a incapacidade funcional com

---

<sup>21</sup> Existe um grande debate acerca da definição do idoso. Neste estudo, define-se idoso com base em um limite etário, limite esse que determina o momento a partir do qual os indivíduos estão mais propensos a apresentar sinais de senilidade e incapacidade física ou mental. A princípio, considera-se o limite etário sugerido pelas Nações Unidas que julga coerente considerar como idoso, em países em desenvolvimento, pessoas com 60 anos e mais. Mais adiante, este corte de idade será re-avaliado com base na análise descritiva dos dados.

base em três das seis tarefas que constituem o indicador de Atividades de Vida Diária (AVD) desenvolvido por Katz e colegas (1963). Vale ressaltar que essa pergunta se manteve exatamente igual nas três PNADs utilizadas neste trabalho, o que elimina possíveis problemas de consistência dessa medida.

Como o conceito de incapacidade funcional refere-se à inabilidade ou a dificuldade de executar tarefas, este estudo considera como idosos “incapacitados” aqueles com dificuldade e inabilidade para realizar as AVD. Ou seja, aqueles que responderam que “Não conseguem”, “Têm grande dificuldade” e “Têm pequena dificuldade”. Os que disseram que “Não têm dificuldade” foram considerados idosos saudáveis e, portanto, foram definidos como “ativos”. Esse tipo de classificação já foi utilizado em estudos anteriores, que estimaram a expectativa de vida saudável dos idosos, como por exemplo, por Camargos et al. (2008c).

O questionário desenvolvido por Katz et al. (1963) avalia de forma individual cada uma das seis tarefas consideradas no indicador de AVD. No Brasil, alguns questionários de saúde, que utilizam esse indicador, também avaliam as tarefas de forma individual, como por exemplo, o Projeto SABE e o Projeto Bambuí. Entretanto, o suplemento saúde das PNADs, embora tenham abrangência nacional, avalia de forma unificada três das seis tarefas que compõem o indicador de AVD. A maneira como os dados são coletados nas PNADs não possibilita conhecer no total de pessoas entrevistadas que responderam ter dificuldades em alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro, quantas têm dificuldades em cada uma das condições testadas. Segundo Katz et al. (1963) existe uma hierarquia entre as funções, das mais complexas para as mais simples: banhar-se, vestir-se, ir ao banheiro, transferir-se, manter a continência e alimentar-se. A base teórica deste modelo é que a perda funcional ocorreria na ordem inversa daquela em que as funções primárias biológicas e psicossociais são adquiridas. Se considerada a hierarquia esperada do processo de incapacidade, os dados da PNAD medem, simultaneamente, problemas que aparecem no início (tomar banho), no meio (ir ao banheiro) e no final do processo de incapacidade (alimentar-se) (Katz et al., 1963). Como este estudo considera idosos “ativos” apenas aqueles que declararam não ter nenhum tipo de limitação para realizar as AVD (*“Não têm*

*dificuldade*”), os idosos considerados como “incapacitados” na verdade são idosos em diferentes etapas do processo esperado de incapacidade.

Além disso, as PNADs não especificam em seus questionários a duração mínima das incapacidades. Normalmente, os questionários de saúde que avaliam incapacidade funcional (como por exemplo, o Projeto SABE e o *Health and Retirement Study*) consideram apenas problemas que tenham no mínimo três meses de duração. Essa característica da PNAD nos faz considerar como idosos incapacitados também aqueles com incapacidades funcionais temporárias (ou não crônicas).

### **6.1.2 Tábuas de Mortalidade fornecidas pelo IBGE**

As informações de mortalidade foram obtidas nas Tábuas Completas de Mortalidade, por sexo, elaboradas pelo IBGE para os anos de 2001 e 2006 (Anexo TABs. A1 a A8). Esses anos foram escolhidos por conterem as informações de mortalidade vigentes, respectivamente, entre os períodos 1998-2003 e 2003-2008. Dentre as diversas funções das tabelas de mortalidade utilizam-se as probabilidades de morte específicas por idade e sexo.

As tábuas fornecidas pelo IBGE possuem as probabilidades de morte por idade simples, do nascimento até os 80 anos. Porém, como os períodos analisados são quinquenais (1998-2003 e 2003-2008), foi preciso calcular as probabilidades de morte por grupo etário quinquenal.

Devido ao interesse de estimar a expectativa de vida saudável em idades que vão além dos 80 anos, utilizou-se o modelo relacional de mortalidade para idades mais avançadas (dos 45 aos 99 anos), proposto por Himes, Preston, & Condran (1994). O objetivo desses modelos é produzir uma relação linear entre as taxas de mortalidade transformadas da população de interesse e aquelas originadas de

um “padrão”. Foi utilizada a transformação logit das taxas específicas de mortalidade conforme a Equação (1)<sup>22</sup>.

$$\ln\left(\frac{{}_5m_x^j}{1-{}_5m_x^j}\right) = \alpha^j + \beta^j \ln\left(\frac{{}_5m_x^s}{1-{}_5m_x^s}\right) \quad (1)$$

Onde:  ${}_1m_x^j$  são as taxas de mortalidade da população brasileira,  ${}_1m_x^s$  são as taxas de mortalidade da população padrão, e  $\alpha^j, \beta^j$  são os parâmetros do modelo que carregam o padrão etário da mortalidade da população brasileira.

Desta forma, foi possível encontrar as probabilidades de morte dos grupos etários: 80-84 anos, 85-89 anos e 90-94 anos.

## 6.2 Aspectos Metodológicos

A escolha da técnica intercensitária, desenvolvida por Guillot & Yu (2009), se deve, principalmente, a possibilidade de calcular a expectativa de vida saudável em estados específicos de saúde (ou condicionais) sem a necessidade de se ter dados longitudinais. Na literatura nacional e internacional, dentre as técnicas desenvolvidas para estimar a expectativa de vida saudável, as técnicas de análise multi-estado e a técnica de Sullivan são as mais utilizadas. No caso em que há informações longitudinais disponíveis, a melhor alternativa metodológica para se produzir estimativas consistentes é aplicar as técnicas de análise multi-estado. Rogers, Rogers, & Branch (1989), Crimmins, Hayward, & Saito (1994) e Cai, Lubitz (2005) são alguns exemplos de estudos que aplicaram a técnica multi-estado para estimar a expectativa de vida saudável, incorporando em suas estimativas a possibilidade de um indivíduo recuperar sua condição de saúde anterior. Entretanto, as pesquisas longitudinais são caras e complexas de se realizar, dificultando a aplicação dessas técnicas em países como o Brasil, que apesar de ter uma longa tradição na coleta de dados transversais (PNADs, POFs

---

<sup>22</sup> Como o modelo proposto por Himes et al. (1994) é de idade simples, foi preciso agregar as taxas específicas de mortalidade em grupos etários quinquenais.

e censos demográficos), ainda não possui estudos de saúde longitudinais de abrangência nacional.

Ao contrário das técnicas de análise multi-estado, a técnica de Sullivan (Sullivan, 1971), também chamada de técnica de prevalência observada, utiliza dados amplamente disponíveis para se estimar a expectativa de vida saudável. De posse apenas das prevalências (proporções) observadas de indivíduos saudáveis, específicas por idade, em um dado ponto do tempo, e de uma tábua de mortalidade de período construída por meio das taxas específicas de mortalidade observadas, calcula-se a fração do número total de anos vividos pela coorte hipotética no estado saudável. A partir daí, estima-se a expectativa de vida saudável.

Apesar da ampla disponibilidade dos dados necessários para se estimar a expectativa de vida saudável através da técnica de Sullivan, sua aplicação se baseia no forte pressuposto de que as prevalências observadas, em um determinado momento do tempo, correspondem às prevalências que seriam obtidas a partir das transições entre os estados de saúde naquele período. Esse pressuposto é bastante discutido na literatura (Barendregt, 1997; Mathers, 2002; Guillot & Yu, 2009), uma vez que as prevalências observadas nas pesquisas transversais são produto da história de mortalidade e morbidade que se estende por cerca de um século, e, portanto, não são resultado apenas da morbidade e mortalidade corrente. Diante disso, a expectativa de vida saudável estimada pela técnica de Sullivan não é uma medida “pura” que indica o número de anos saudáveis que alguém espera viver segundo as condições correntes. A técnica de Sullivan é, na verdade, uma técnica composta que combina informações de uma coorte sintética (informações de mortalidade de período) com informações da coorte real (prevalência de saudáveis).

O viés causado pela combinação de informações de estoque e fluxo levou alguns autores a concluir que a expectativa de vida saudável estimada pela técnica de Sullivan não deveria ser utilizada para análise da compressão ou extensão da morbidade (Barendregt et al., 1997; Lièvre et al., 2003). A fim de examinar esta preocupação, Mathers & Robine (1997) avaliaram a qualidade das estimativas da técnica de Sullivan por meio de simulações de diferentes cenários para as

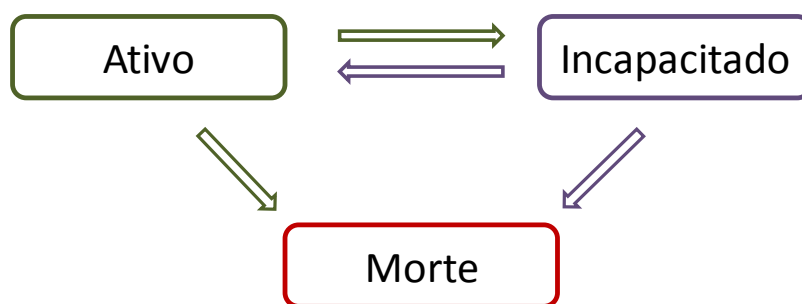
transições de saúde. As simulações indicaram que os resultados da técnica são aceitáveis para monitorar mudanças do longo prazo na saúde da população. As conclusões do trabalho foram criticadas, no entanto, por Barendregt et al. (1997) que apontaram que os cenários construídos favoreceram a técnica de Sullivan, já que assumiram taxas de recuperação constantes.

Toda essa discussão demonstra as limitações da técnica de Sullivan. Diante disso, e da indisponibilidade de dados longitudinais para a aplicação das técnicas de análise multi-estado, a técnica intercensitária desenvolvida por Guillot & Yu (2009) para estimar a expectativa de vida saudável, apresenta-se como uma alternativa metodológica mais adequada aos países que possuem dados transversais.

A técnica de Guillot & Yu (2009) utiliza as proporções observadas de indivíduos saudáveis de duas pesquisas transversais consecutivas, que neste estudo são as proporções de indivíduos ativos, específicas por idade, e as probabilidades de morte vigentes entre as datas das pesquisas. Juntamente com esses dados são feitas hipóteses paramétricas acerca do padrão etário das probabilidades de transição entre os estados de saúde. Com isso, encontra-se o conjunto de probabilidades de transição que produz a sequência observada da proporção de indivíduos saudáveis.

As possíveis probabilidades de transição variam de acordo com o número de estados de saúde que são definidos. Como são considerados neste estudo apenas dois estados de saúde: “*incapacitado*” e “*ativo*”, existem quatro possibilidades de transição, conforme mostrado na FIG. 1.

**FIGURA 1 – Estados de saúde e possíveis transições entre os estados**



As probabilidades de transição apresentadas na FIG.1 são definidas como:



${}_nq_x^{AI}$  = probabilidade de um indivíduo “ativo” de idade  $x$  no tempo  $t$  se tornar “incapacitado” no tempo  $t+n$

${}_nq_x^{IA}$  = probabilidade de um indivíduo “incapacitado” de idade  $x$  no tempo  $t$  se tornar “ativo” no tempo  $t+n$

${}_nq_x^{AM}$  = probabilidade de um indivíduo “ativo” de idade  $x$  no tempo  $t$  morrer entre  $t$  e  $t+n$

${}_nq_x^{IM}$  = probabilidade de um indivíduo “incapacitado” de idade  $x$  no tempo  $t$  morrer entre  $t$  e  $t+n$

${}_nq_x$  = probabilidade que um indivíduo de idade  $x$  no tempo  $t$  morrer entre  $t$  e  $t+n$ , independente de seu estado de saúde na idade  $x$

A técnica parte da equação básica da abordagem intercensitária, que expressa a proporção de indivíduos ativos no tempo  $t+n$  ( $\Pi(x+n, t+n)$ ) em termos da proporção de indivíduos ativos e da mesma coorte no tempo  $t$  ( $\Pi(x, t)$ ) (Equação 2).

$$\Pi(x+n, t+n) = \frac{\Pi(x, t) \cdot (1 - {}_nq_x^{AM} - {}_nq_x^{AI}) + [1 - \Pi(x, t)] \cdot ({}_nq_x^{IA})}{1 - {}_nq_x} \quad (2)$$

Após algumas modificações na Equação (2) e tendo definido  ${}_nr_x$  como a razão entre as probabilidades de morte de incapacitados e ativos ( ${}_nr_x = {}_nq_x^{IM} / {}_nq_x^{AM}$ ), chega-se a Equação (3).

$$\Pi(x+n, t+n) - \frac{\Pi(x, t)}{1 - {}_nq_x} = \frac{1 - \Pi(x, t)}{1 - {}_nq_x} \cdot ({}_nq_x^{IA}) - \frac{\Pi(x, t) \cdot {}_nq_x / (1 - {}_nq_x)}{\Pi(x, t) + [1 - \Pi(x, t)] \cdot {}_nr_x} - \frac{\Pi(x, t)}{1 - {}_nq_x} \cdot {}_nq_x^{AI} \quad (3)$$

Pela Equação (3) pode-se perceber que a diferença entre a proporção de indivíduos ativos em  $t$  e a proporção desses indivíduos que sobreviveram e permaneceram ativos em  $t+n$  é atribuída às transições entre os estados de saúde que ocorreram durante o período de observação.

Como as probabilidades de morte e as proporções de indivíduos ativos são informações conhecidas, as incógnitas da Equação (3) são  ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$  e  ${}_nr_x$ . Quando os dados são disponíveis para  $k$  grupos etários, a Equação (3) se expande para um sistema de  $k$  equações e  $3*k$  incógnitas, se tornando um sistema sem solução. No entanto,  ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$  e  ${}_nr_x$  não variam aleatoriamente com a idade, pelo contrário, essas quantidades correspondem a processos de saúde que são claramente relacionados com a idade (incidência da incapacidade, recuperação da incapacidade, e razão entre a mortalidade de incapacitado e a mortalidade de ativo). O conhecimento do padrão etário das quantidades  ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$  e  ${}_nr_x$  reduz o número de incógnitas do sistema de equações e permite que esse sistema seja resolvido por meio da técnica de otimização não-linear.

Alguns trabalhos mostraram que dentro da abordagem multi-estado existe um padrão etário bem definido do conjunto das quatro taxas de transição entre os estados ativo / incapacitado / morte (Rogers et al., 1990 apud Guillot & Yu, 2009; Crimminis et al. (1994)). Crimminis et al. (1994), por meio do *Longitudinal Study of Aging*, mostraram que para as idades iguais ou acima de 60 anos, as quatro taxas de transição entre os estados ativo / incapacitado / morte são bem descritas por uma função exponencial.

Estudos mais recentes como Laditka & Wolf (1998) e Lièvre et al. (2003), desenvolveram um modelo no qual as probabilidades de transição mensais entre os estados de saúde seguem uma função log-linear com a idade (Equação 4).

$$\ln \frac{{}_h q_x^{jk}}{{}_h p_x^j} = \alpha_{jk} + \beta_{jk} x \quad (4)$$

Onde  ${}_h p_x^j$  é a probabilidade mensal de permanecer no estado  $j$  entre  $x$  e  $x+h$ , e  ${}_h q_x^{jk}$  é a probabilidade mensal de mover do estado  $j$  para o estado  $k$  entre  $x$  e  $x+h$  ( $j$  = incapacitado e ativo e  $k$  = incapacitado, ativo e morte).

Lièvre et al. (2003) aplicaram o modelo log-linear aos dados do *Longitudinal Study of Aging* e produziram estimativas mensais das probabilidades de transição para amostras populacionais. Guillot & Yu (2009), com o objetivo de verificar se as

probabilidades anuais ou bianuais também seguiam o modelo log-linear converteram as probabilidades mensais em probabilidades anuais e bianuais. Os autores concluíram que em intervalos de um e dois anos as probabilidades  ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$ ,  ${}_nq_x^{IM}$ ,  ${}_nq_x^{AM}$  são bem ajustadas por uma função exponencial para idades iguais ou maiores que 60 anos. Isso significa que a hipótese exponencial para as probabilidades anuais e bianuais são consistentes com as hipóteses de probabilidades mensais apresentadas por Lièvre et al. (2003). Além disso, Guillot & Yu (2009), por meio dos dados do *Health and Retirement Study* (HRS), também confirmaram a hipótese exponencial bianual para idosos com dificuldades em realizar pelo menos uma das seis Atividades de Vida Diária (AVD).

Os padrões etários das probabilidades de transição entre os estados de saúde (ativo / incapacitado / morte) dos idosos podem ser verificados apenas por meio de dados longitudinais. Diante da dificuldade de conhecer esses padrões para o Brasil, é necessário, para aplicação da técnica de Guillot & Yu (2009) no país, adotar alguns pressupostos acerca dessas distribuições. Como os dados americanos mostraram que existe um padrão exponencial para essas probabilidades entre os idosos (Laditka & Wolf, 1998; Lièvre et al., 2003; Guillot & Yu, 2009), e esse padrão também foi verificado para o México (MHAS) e para Porto Rico (PREHCO) (Gonzaga, 2012), assume-se que as probabilidades de transição entre os estados ativo / incapacitado / morte dos idosos brasileiros, com 60 anos ou mais, também seguem um padrão etário exponencial. Além disso, no caso específico da PNAD, como os dados de saúde foram coletados apenas a cada cinco anos (1998, 2003 e 2008), é preciso assumir que o padrão etário das probabilidades quinquenais de transição também é exponencial. Finalmente, é preciso supor que apenas uma transição de saúde ocorreu dentre cada período de observação. Esse último pressuposto é um pouco frágil, já que cinco anos é um período relativamente grande para assumir que apenas uma transição ocorre, principalmente, nos primeiros grupos etários (60-64 anos, 65-69 anos, 70-74 anos) onde as probabilidades de recuperação são maiores.

Portanto, assumindo que  ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$  e  ${}_nr_x$  seguem um padrão etário exponencial no caso dos idosos brasileiros, tem-se que  ${}_nq_x^{IA} = \alpha_1 \exp(\beta_1 x)$ ,  ${}_nr_x = \alpha_2 \exp(\beta_2 x)$  e

${}_n q_x^{A I} = \alpha_3 \exp(\beta_3 x)$ , onde os parâmetros  $\alpha$ 's representam o nível das curvas e os  $\beta$ 's representam a inclinação. Assim, é possível desenvolver um sistema de equações (uma equação para cada grupo etário) com, relativamente, um número menor de incógnitas.

Substituindo as quantidades  ${}_n q_x^{I A}$ ,  ${}_n q_x^{A I}$  e  ${}_n r_x$  por suas respectivas funções exponenciais na Equação (3), obtém-se a Equação (5).

$$Y_x = A_x \alpha_1 \exp(\beta_1 x) - \frac{B_x}{C_x + [1 - C_x] \alpha_2 \exp(\beta_2 x)} - D_x \alpha_3 \exp(\beta_3 x) \quad (5)$$

Onde:

$$Y_x = \Pi(x+n, t+n) - \Pi(x, t) / (1 - {}_n q_x);$$

$$A_x = [1 - \Pi(x, t)] / (1 - {}_n q_x);$$

$$B_x = \Pi(x, t) {}_n q_x / (1 - {}_n q_x);$$

$$C_x = \Pi(x, t);$$

$$D_x = \Pi(x, t) / (1 - {}_n q_x).$$

A Equação (5) pode ser vista como um modelo no qual a variável dependente,  $Y_x$ , está relacionada com cinco variáveis independentes  $x, A_x, B_x, C_x, D_x$ , onde  $Y_x, A_x, B_x, C_x$  e  $D_x$  são quantidades conhecidas, e os parâmetros  $\alpha$ 's e  $\beta$ 's são desconhecidos.

A principal idéia da técnica, desenvolvida por Guillot & Yu (2009), é utilizar a otimização não-linear para estimar os parâmetros desconhecidos ( $\alpha$ 's e  $\beta$ 's) da Equação (5). A otimização não-linear resolve sistemas de equações por meio de processos iterativos <sup>23</sup>, no qual os valores iniciais dos parâmetros são iterativamente aprimorados até que a solução seja encontrada.

---

<sup>23</sup> Os métodos iterativos são aqueles que partem de uma aproximação inicial da solução do problema, e a partir dela, gera-se uma sequência de aproximações sucessivas cujo limite é a solução procurada. O processo funciona como um mecanismo repetitivo que utiliza sempre o mesmo caminho até que se encontra a solução satisfatória para o problema na geração de aproximações sucessivas (Santos, 2006).

O primeiro passo da otimização consiste na definição da quantidade a ser minimizada. Neste caso, o objetivo é minimizar a soma de quadrados de resíduos ( $\min \sum_x (\hat{Y}_x - Y_x)^2$ ), no qual os resíduos são as diferenças entre as proporções observadas ( $Y_x$ , que correspondem ao lado direito da Equação (5)) e estimadas ( $\hat{Y}_x$ , que correspondem ao lado esquerdo da Equação (5)).

O programa utilizado para estimar os parâmetros desconhecidos é o GAMS. Esse programa é a interface do algoritmo de programação não-linear CONOPT, que além de otimizar as equações não-lineares permite que sejam especificados limites e restrições aos parâmetros desconhecidos. Guillot & Yu (2009) apontam que procedimentos menos sofisticados, como por exemplo, a regressão não-linear, poderiam ser utilizados em situações onde não existe variabilidade amostral e as hipóteses paramétricas são perfeitamente conhecidas. Como estamos utilizando as PNADs, que são pesquisas amostrais, é preciso considerar sua variabilidade amostral. Sendo assim, torna-se necessário o uso de algoritmos mais sofisticados.

As quantidades  ${}_n q_x^{IA}$ ,  ${}_n q_x^{AI}$  e  ${}_n r_x$ , além de seguirem uma função exponencial com a idade, seguem algumas restrições, que devem ser incorporadas a rotina criada no GAMS. As probabilidades, necessariamente, são valores entre 0 e 1, logo, os valores  $\alpha_1$  e  $\alpha_2$  são limitados por 0 e 1. A inclinação de  ${}_n q_x^{AI}$  deve ser positiva ( $\beta_3 > 0$ ), porque a probabilidade de desenvolver uma incapacidade aumenta com a idade. Além disso, a probabilidade de um indivíduo se recuperar de uma incapacidade diminui com a idade, e por isso, a inclinação de  ${}_n q_x^{IA}$  é negativa ( $\beta_1 < 0$ ). Com relação à razão de mortalidade ( ${}_n r_x$ ) ela deve ser maior que 1, porque a mortalidade dos incapacitados deve ser maior que a mortalidade dos ativos, logo,  $\alpha_3 > 1$ ; e  ${}_n r_x$  deve diminuir com a idade ( $\beta_2 < 0$ ).

Além das restrições, é necessário impor limites aos parâmetros desconhecidos. Esses limites devem ser grandes o suficiente para englobar toda a variabilidade das funções  ${}_n q_x^{IA}$ ,  ${}_n q_x^{AI}$  e  ${}_n r_x$  (não é preciso introduzir a variabilidade amostral nos valores de  ${}_n q_x$ , uma vez que esses se originam de dados oficiais que se

baseiam em estimativas populacionais). Guillot & Yu (2009) utilizaram limites estreitos e largos, conforme mostrado na TAB. 1. Com o uso desses limites a escolha dos valores iniciais dos parâmetros desconhecidos não interfere na solução encontrada, uma vez que a otimização sempre convergirá para a mesma solução.

Para obtenção de limites mais precisos, os autores precisariam ter estimativas empíricas das probabilidades de transição em uma ampla variedade de contextos. No entanto, os limites largos parecem ser grandes o suficiente para englobar uma ampla variedade de situações (Guillot & Yu, 2009).

No caso brasileiro foram testados os limites largos aplicados para a população americana<sup>24</sup> (TAB. 1). Entretanto, em vários casos (homens e ambos os sexos no período entre 1998 e 2003 e homens, mulheres e ambos os sexos entre 2003-2008), esses limites geraram valores negativos para as probabilidades  ${}_n q_x^{II}$  e  ${}_n q_x^{AA}$  que completam o conjunto de probabilidades do sistema multi-estado  $({}_n q_x^{IA}, {}_n q_x^{AI}, {}_n q_x^{AM}, {}_n q_x^{IM}, {}_n q_x^{AA}, {}_n q_x^{II})$ .

Após vários testes, foi possível encontrar limites capazes de englobar a variabilidade das funções  ${}_n q_x^{IA}$ ,  ${}_n q_x^{AI}$  e  ${}_n r_x$ , e capazes também, de gerar valores positivos para todo o conjunto de probabilidades do sistema multi-estado  $({}_n q_x^{IA}, {}_n q_x^{AI}, {}_n q_x^{AM}, {}_n q_x^{IM}, {}_n q_x^{AA}, {}_n q_x^{II})$ . Esses limites variam pouco em relação aos limites largos utilizados por Guillot & Yu (2009), e são apresentados na TAB. 1.

Os limites testados mostraram que as estimativas das expectativas de vida saudável e não saudável variam muito pouco em função dos valores encontrados dos  $\alpha$ 's e  $\beta$ 's, exceto  $\alpha_1$ , que apresentou uma sensibilidade um pouco maior. Além disso, Guillot & Yu (2009) constataram que as probabilidades estimadas são menos precisas que as expectativas de vida saudável produzidas por elas. Logo,

---

<sup>24</sup> A aplicação dos limites largos no caso brasileiro foi uma sugestão recebida por Michel Guillot e Yan Yu via email.

a escolha dos limites utilizados não compromete as estimativas da expectativa de vida saudável.

**TABELA 1 - Valores dos limites utilizados no procedimento de otimização não-linear, Brasil e Estados Unidos (Guillot & Yu, 2009).**

Função	Brasil					Estados Unidos					
	Idade	Homens (1998-2003)		Mulheres e ambos os sexos (1998-2003) Homens, mulheres e ambos os sexos (2003-2008)			Idade	Ambos os sexos (1998-2000)			
		Limites		Limites				Limites Estreitos		Limites Largos	
		Inferior	Superior	Inferior	Superior			Inferior	Superior	Inferior	Superior
${}_n q_x^{IA}$	65	0.10	0.70	0.10	0.70		65	0.25	0.50	0.10	0.70
	90	0.001	0.10	0.001	0.10		93	0.05	0.15	0.02	0.50
${}_n r_x$	65	2.00	12.00	2.00	12.00		65	3.50	6.50	2.00	12.00
	90	1.00	1.50	1.00	4.00		93	1.00	3.00	1.00	4.00
${}_n q_x^{AI}$	65	0.01	0.50	0.01	0.50		65	0.02	0.15	0.01	0.50
	90	0.08	0.70	0.08	0.70		93	0.20	0.45	0.08	0.70

Fonte: Elaboração Própria.

Uma vez encontrados os parâmetros desconhecidos ( $\alpha$ 's e  $\beta$ 's) é possível produzir as estimativas de  ${}_n q_x^{IA}$ ,  ${}_n q_x^{AI}$  e  ${}_n r_x$ , que juntas com  ${}_n q_x$  são suficientes para encontrar todo o conjunto de probabilidades de transição de período ( ${}_n q_x^{IA}$ ,  ${}_n q_x^{AI}$ ,  ${}_n q_x^{AM}$  e  ${}_n q_x^{IM}$ ) consistentes com as mudanças observadas nas proporções de ativos entre  $t$  e  $t+n$ , e com a probabilidade de morte observada. A partir daí, é possível construir a tabela de vida multi-estado e estimar a expectativa de vida saudável.

## 7 ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

Este capítulo tem como objetivo apresentar uma análise descritiva dos dados utilizados na aplicação da técnica “intercensitária” de Guillot & Yu (2009). Como as proporções de idosos ativos por sexo e idade são as principais informações para o cálculo da expectativa de vida saudável através da técnica intercensitária, o primeiro passo é examinar de que forma estas proporções variaram entre os períodos de observação (1998-2003 e 2003-2008).

A TAB.2 apresenta as proporções de ativos do sexo masculino, por grupo etário quinquenal, nos anos de 1998, 2003 e 2008. Para todos os anos analisados a prevalência de ativos diminui com o avançar da idade, com um declínio acentuado a partir do grupo etário 75-79 anos. Por outro lado, entre 1998 e 2003 pode-se observar um aumento na prevalência de idosos ativos em todos os grupos etários; embora as variações maiores tenham ocorrido nos grupos etários 90-94 anos e 95 anos e mais. No período subsequente, observa-se um comportamento contrário ao observado entre 1998 e 2003, com redução da proporção de idosos ativos na maioria dos grupos etários, com exceção da faixa etária 70-74 anos que se manteve praticamente inalterada, e das faixas etárias 90-94 anos e 95 anos e mais, nas quais se observaram variações positivas.

**TABELA 2 - Proporção de idosos ativos por idade, homens, Brasil, 1998, 2003 e 2008.**

Grupos de idade	Homens				
	1998	2003	2008	$\Delta$ % (1998-2003)	$\Delta$ % (2003-2008)
60-64	0.9158	0.9415	0.9298	2.80%	-1.25%
65-69	0.8931	0.9218	0.9040	3.21%	-1.93%
70-74	0.8736	0.8781	0.8781	0.51%	0.01%
75-79	0.8205	0.8338	0.8161	1.62%	-2.12%
80-84	0.7175	0.7443	0.7379	3.73%	-0.85%
85-89	0.6691	0.6819	0.6624	1.90%	-2.86%
90-94	0.5301	0.5560	0.5674	4.88%	2.05%
95 +	0.3656	0.4208	0.4626	15.10%	9.96%
<b>Total</b>	0.8665	0.8849	0.8714	2.12%	-1.52%

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008.



A TAB.3 refere-se às proporções de mulheres ativas por grupo etário quinquenal. Nos dois períodos analisados pode-se observar um comportamento parecido com o das proporções para homens. Entre 1998 e 2003 ocorreram aumentos das proporções de ativos dêem todos os grupos etários, exceto para os idosos entre 90 e 94 anos. Já no período entre 2003 e 2008, observam-se reduções nas proporções de mulheres ativas em todos os grupos etários analisados.

Ao se comparar a magnitude das variações entre homens e mulheres observa-se que entre 1998 e 2003 o aumento da proporção total de ativos foi 18% maior entre as mulheres. No entanto, período subsequente, o declínio da proporção de ativos foi 58% maior entre as mulheres. Observa-se, também, que em todos os períodos analisados as prevalências de homens ativos são maiores que as prevalências de mulheres ativas em todas as faixas etárias, exceto para o último grupo etário no ano de 2003.

**TABELA 3 - Proporção de idosos ativos por idade, mulheres, Brasil, 1998, 2003 e 2008.**

Grupos de idade	Mulheres				
	1998	2003	2008	Δ % (1998-2003)	Δ % (2003-2008)
60-64	0.8970	0.9222	0.9085	2.80%	-1.48%
65-69	0.8813	0.8972	0.8850	1.80%	-1.36%
70-74	0.8297	0.8610	0.8406	3.77%	-2.38%
75-79	0.7619	0.7963	0.7774	4.52%	-2.38%
80-84	0.6998	0.7181	0.6798	2.62%	-5.34%
85-89	0.5701	0.5822	0.5795	2.13%	-0.46%
90-94	0.4951	0.4440	0.4239	-10.33%	-4.51%
95 +	0.3440	0.4399	0.3884	27.87%	-11.70%
<b>Total</b>	<b>0.8292</b>	<b>0.8499</b>	<b>0.8296</b>	<b>2.50%</b>	<b>-2.39%</b>

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008.

Finalmente, a TAB. 4 apresenta as proporções de ativos para ambos os sexos. Como observado para a população segregada por sexo, entre 1998 e 2003 observa-se aumento da proporção de ativos em todos os grupos de idade. Por outro lado, entre 2003 e 2008, observa-se uma redução dessa proporção. Apenas o grupo etário 90-94 anos apresentou um comportamento contrário ao observado entre 1998 e 2003. Essa redução de 5,15% se justifica pelo grande declínio da

prevalência de mulheres ativas (10,33%) nesse período. De uma forma geral, ao se comparar os períodos 1998-2003 e 2003-2008, observa-se uma mudança na direção das variações das proporções de idosos ativos, indicando uma piora no estado de saúde dos idosos, no período recente.

**TABELA 4 - Proporção de idosos ativos por idade, ambos os sexos, Brasil, 1998, 2003 e 2008.**

Grupos de idade	Ambos os sexos				
	1998	2003	2008	$\Delta$ % (1998-2003)	$\Delta$ % (2003-2008)
60-64	0.9057	0.9311	0.9182	2.80%	-1.38%
65-69	0.8868	0.9082	0.8935	2.42%	-1.62%
70-74	0.8489	0.8684	0.8573	2.30%	-1.27%
75-79	0.7878	0.8127	0.7938	3.16%	-2.32%
80-84	0.7068	0.7289	0.7022	3.12%	-3.66%
85-89	0.6078	0.6200	0.6125	2.02%	-1.22%
90-94	0.5068	0.4808	0.4734	-5.15%	-1.54%
95 +	0.3506	0.4339	0.4134	23.74%	-4.71%
<b>Total</b>	<b>0.8458</b>	<b>0.8653</b>	<b>0.8479</b>	<b>2.31%</b>	<b>-2.01%</b>

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008.

A análise das proporções de ativos por período é útil para se ter uma visão geral das tendências dessas medidas. No entanto, a metodologia aplicada neste estudo parte da equação básica da abordagem intercensitária (Equação 1), e por isso, também é importante analisar as mudanças nas proporções de ativos em uma perspectiva de coorte.

As TABs. 5, 6 e 7 apresentam, respectivamente, para homens, mulheres e para indivíduos de ambos os sexos, as proporções de ativos para diferentes coortes de nascimento, segundo sua idade na primeira pesquisa do período de observação. Esperava-se que, invariavelmente, a prevalência de ativos diminuísse com a idade, em uma mesma coorte. No entanto, para os idosos que em 1998, tinham entre 60 e 64 anos, isso não ocorreu. No caso dos homens, observou-se um aumento de 0,65% na proporção de ativos, e entre as mulheres esse aumento foi de 0,02%. A princípio, estes resultados sugerem possíveis problemas de consistência nas informações coletadas em diferentes PNADs. Por outro lado, podem apenas indicar que entre os indivíduos mais jovens, a proporção de

incapacitados reflete diferentes processos de degeneração da saúde, incluindo os que não são crônicos e, portanto, que têm maior probabilidade de recuperação. A fim de garantir um maior nível de homogeneidade nos processos intrínsecos à degeneração da saúde, e considerando a influência que padrões distintos podem ter sobre a estimativa dos parâmetros desconhecidos ( $\alpha's$  e  $\beta's$ )<sup>25</sup>, optou-se por restringir a amostra para idosos com 65 anos ou mais.

As TABs. 5, 6 e 7 apresentam também, que a queda nas proporções de ativos entre grupos de idade específicos, foi maior nas coortes mais jovens. Estes resultados são consistentes para homens e mulheres e confirmam o quadro geral de piora na saúde dos idosos, entre 1998 e 2008, descrito anteriormente com base nas prevalências de período.

**TABELA 5 – Proporção de idosos ativos por idade e coorte, homens, Brasil, 1998, 2003 e 2008.**

Idade (x)	Homens					
	$\Pi(x, 1998)$	$\Pi(x+5, 2003)$	$\Delta\%$ (1998-2003)	$\Pi(x, 2003)$	$\Pi(x+5, 2008)$	$\Delta\%$ (2003-2008)
60	0.9158	0.9218	0.65%	0.9415	0.9040	-3.98%
65	0.8931	0.8781	-1.69%	0.9218	0.8781	-4.74%
70	0.8736	0.8338	-4.56%	0.8781	0.8161	-7.06%
75	0.8205	0.7443	-9.29%	0.8338	0.7379	-11.49%
80	0.7175	0.6819	-4.96%	0.7443	0.6624	-11.00%
85	0.6691	0.5560	-16.91%	0.6819	0.5674	-16.79%
90	0.5301	0.4497	-15.17%	0.5560	0.4589	-17.46%

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008.

<sup>25</sup> Foram feitos testes com o grupo etário 60-64 anos e observou-se que com esse grupo etário as probabilidades de recuperação da incapacidade ficavam muito grandes (próximas de 1).

**TABELA 6 – Proporção de idosos ativos por idade e coorte, mulheres, Brasil, 1998, 2003 e 2008.**

Idade (x)	Mulheres					
	$\Pi(x, 1998)$	$\Pi(x+5, 2003)$	$\Delta\%$ (1998-2003)	$\Pi(x, 2003)$	$\Pi(x+5, 2008)$	$\Delta\%$ (2003-2008)
60	0.8970	0.8972	0.02%	0.9222	0.8850	-4.03%
65	0.8813	0.8610	-2.30%	0.8972	0.8406	-6.31%
70	0.8297	0.7963	-4.03%	0.8610	0.7774	-9.72%
75	0.7619	0.7181	-5.75%	0.7963	0.6798	-14.63%
80	0.6998	0.5822	-16.80%	0.7181	0.5795	-19.30%
85	0.5701	0.4440	-22.13%	0.5822	0.4239	-27.19%
90	0.4951	0.4680	-5.48%	0.4440	0.3663	-17.49%

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008.

**TABELA 7 – Proporção de idosos ativos por idade e coorte, ambos os sexos, Brasil, 1998, 2003 e 2008.**

Idade (x)	Ambos os sexos					
	$\Pi(x, 1998)$	$\Pi(x+5, 2003)$	$\Delta\%$ (1998-2003)	$\Pi(x, 2003)$	$\Pi(x+5, 2008)$	$\Delta\%$ (2003-2008)
60	0.9057	0.9082	0.28%	0.9311	0.8935	-4.03%
65	0.8868	0.8684	-2.07%	0.9082	0.8573	-5.60%
70	0.8489	0.8127	-4.26%	0.8684	0.7938	-8.59%
75	0.7878	0.7289	-7.48%	0.8127	0.7022	-13.59%
80	0.7068	0.6200	-12.28%	0.7289	0.6125	-15.97%
85	0.6078	0.4808	-20.90%	0.6200	0.4734	-23.66%
90	0.5068	0.4618	-8.89%	0.4808	0.3974	-17.34%

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008.

Com a restrição da amostra para indivíduos com idade de 65 anos e mais, os números de casos diminuíram (TAB. 8). No entanto, não se espera que esta restrição reduza a qualidade das estimativas. Guillot & Yu (2009) testaram amostras com 20.000, 10.000 e 5.000 idosos e concluíram que quanto maiores as amostras melhores os resultados, mas o ganho nem sempre é substancial.

**TABELA 8 – Tamanho das amostras, por sexo, para os períodos de 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**

Sexo	Período entre 1998 e 2003		Período entre 2003 e 2008	
	1998 (idosos entre 65 e 89 anos)	2003 (idosos entre 70 e 94 anos)	2003 (idosos entre 65 e 89 anos)	2008 (idosos entre 70 e 94 anos)
Homens	8.420	6.471	10.166	7.502
Mulheres	10.907	8.804	13.277	10.431
Ambos os sexos	19.327	15.275	23.443	17.933

Fonte de dados básicos: PNADs de 1998, 2003 e 2008.

Após a restrição feita na amostra, apresentam-se nas TABs. 9, 10 e 11, os dados de entrada para aplicação da técnica intercensitária. Essas tabelas apresentam além das proporções de idosos ativos, as probabilidades de morte ajustadas pelo modelo relacional proposto por Himes et al. (1994). Observa-se, como esperado, que tanto para os homens quanto para as mulheres, e em ambos os períodos analisados, que as probabilidades de morte aumentam com o avançar da idade. Além disso, observa-se também que as probabilidades de morte diminuíram entre 2001 e 2006. Ao se comparar homens e mulheres observa-se que as mulheres experimentaram, em todos os grupos etários, e nos dois períodos, níveis menores de mortalidade. Como a probabilidade de morte total é uma média ponderada das probabilidades de morte baseadas nos estados de saúde ( ${}_nq_x = \Pi(x,t) {}_nq_x^{AM} + [1 - \Pi(x,t)] {}_nq_x^{IM}$ ), espera-se que o padrão, e os diferenciais por sexo observados nessas probabilidades interfiram nas estimativas de  ${}_nq_x^{AM}$  e  ${}_nq_x^{IM}$ .

**TABELA 9- Proporção de idosos ativos por idade e coorte (1998, 2003 e 2008) e probabilidades de morte por idade (2001 e 2006), homens, Brasil.**

Idade (x)	1998-2003			2003-2008		
	$\Pi(x,1998)$	$\Pi(x+5,2003)$	${}_nq_x(2001)$	$\Pi(x,2003)$	$\Pi(x+5,2008)$	${}_nq_x(2006)$
65	0.8931	0.8781	0.1467	0.9218	0.8781	0.1402
70	0.8736	0.8338	0.1987	0.8781	0.8161	0.1920
75	0.8205	0.7443	0.2685	0.8338	0.7379	0.2623
80	0.7175	0.6819	0.3609	0.7443	0.6624	0.3563
85	0.6691	0.5560	0.4781	0.6819	0.5674	0.4766
90	0.5301	0.4497	0.6269	0.5560	0.4589	0.6299

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA 10 – Proporção de idosos ativos por idade e coorte (1998, 2003 e 2008) e probabilidades de morte por idade (2001 e 2006), mulheres, Brasil.**

Idade (x)	1998-2003			2003-2008		
	$\Pi(x,1998)$	$\Pi(x+5,2003)$	${}_nq_x(2001)$	$\Pi(x,2003)$	$\Pi(x+5,2008)$	${}_nq_x(2006)$
65	0.8813	0.8610	0.0953	0.8972	0.8406	0.0882
70	0.8297	0.7963	0.1456	0.8610	0.7774	0.1363
75	0.7619	0.7181	0.2218	0.7963	0.6798	0.2102
80	0.6998	0.5822	0.3304	0.7181	0.5795	0.3172
85	0.5701	0.4440	0.4683	0.5822	0.4239	0.4551
90	0.4951	0.4680	0.6358	0.4440	0.3663	0.6248

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA 11 - Proporção de idosos ativos por idade e coorte (1998, 2003 e 2008) e probabilidades de morte por idade (2001 e 2006), ambos os sexos, Brasil.**

Idade (x)	1998-2003			2003-2008		
	$\Pi(x,1998)$	$\Pi(x+5,2003)$	${}_nq_x(2001)$	$\Pi(x,2003)$	$\Pi(x+5,2008)$	${}_nq_x(2006)$
65	0.8868	0.8684	0.1210	0.9082	0.8573	0.1142
70	0.8489	0.8127	0.1722	0.8684	0.7938	0.1641
75	0.7878	0.7289	0.2451	0.8127	0.7022	0.2363
80	0.7068	0.6200	0.3456	0.7289	0.6125	0.3367
85	0.6078	0.4808	0.4732	0.6200	0.4734	0.4658
90	0.5068	0.4618	0.6313	0.4808	0.3974	0.6273

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

## 8 RESULTADOS

Este capítulo está dividido em três seções, nas quais são apresentados e discutidos os resultados do presente estudo. A seção 8.1 apresenta as probabilidades de transição entre os estados de saúde (ativo / incapacitado / morte) estimadas pela técnica intercensitária. Na seção 8.2 são discutidas as tendências da expectativa de vida saudável, visando indicar possíveis cenários de compressão ou extensão da morbidade no Brasil. Em seguida, na seção 8.3 são apresentadas e discutidas as expectativas de vida saudável baseadas nos estados de saúde (condicionais).

### **8.1 Probabilidades de transição entre os estados de saúde com base na técnica intercensitária**

As probabilidades de transição entre os estados de saúde, específicas por idade, estimadas para o Brasil são apresentadas nas TABs. 12, 13 e 14, respectivamente, para homens, mulheres e para indivíduos de ambos os sexos. Conforme esperado, a probabilidade de um indivíduo incapacitado se tornar ativo diminui com a idade e as probabilidades de um indivíduo ativo se tornar incapacitado é crescente com a idade. A probabilidade de morte tanto dos indivíduos incapacitados quanto dos indivíduos ativos também aumentam com a idade, seguindo o padrão típico da função de mortalidade já conhecido. Além disso, o risco de morte de um indivíduo incapacitado é maior do que de um indivíduo ativo, em qualquer idade.

Observa-se também que a probabilidade de um idoso jovem se recuperar da incapacidade é maior do que a probabilidade dele se tornar incapacitado. Por exemplo, a probabilidade de recuperação de um idoso, entre 65 e 69 anos, do sexo masculino, no período de 1998-2003 é de 0,70, ao passo que, a probabilidade desse idoso se tornar incapacitado é de 0,1123. Dentre os resultados apresentados, este padrão é o que chama mais a atenção, em especial, pelo fato das estimativas variarem bruscamente, principalmente nos

primeiros grupos etários (65-69 anos, 70-74 anos e 75-79 anos), quando se comparam os dois períodos analisados. Uma possível razão para essa alta variabilidade pode estar na forma unificada como as PNADs avaliam a incapacidade funcional, na qual são considerados idosos em diferentes etapas do processo de incapacidade, inclusive os que não são crônicos.

Felizmente, como mostram Guillot & Yu (2009), as probabilidades estimadas são, de fato, menos precisas que as expectativas de vida saudável produzidas por elas. Ao compararem as probabilidades estimadas pela técnica intercensitária com as probabilidades de transição calculadas por meio de dados longitudinais, Guillot & Yu (2009) mostraram que as probabilidades  ${}_nq_x^{IM}$  e  ${}_nq_x^{AM}$  são as mais bem estimadas pelo procedimento. Entretanto, valores de  ${}_nq_x^{IA}$  e  ${}_nq_x^{AI}$  são sistematicamente subestimados. A escolha dos limites largos (TAB.1) subestima ainda mais essas probabilidades, principalmente, a probabilidade de recuperação da incapacidade ( ${}_nq_x^{IA}$ ) nas primeiras idades, que mostraram ser mais sensíveis às escolhas dos limites.

Ressalta-se que o impacto do viés da probabilidade  ${}_5q_{65}^{IA}$  na expectativa de vida saudável não condicional é pequeno (Guillot & Yu, 2009). Isso decorre, principalmente, do fato da população incapacitada aos 65 anos ser pequena, e por isso, não comprometer o sistema multi-estado, nem a expectativa de vida saudável não condicional. No entanto, é preciso ter cautela ao se fazer análises de tendência dessas estimativas. Guillot & Yu (2009) mostraram que dentre as estimativas da expectativa de vida saudável, calculadas por meio das probabilidades de transição estimadas pela técnica intercensitária, a expectativa de vida condicional, para os idosos que já apresentavam incapacidade funcional, apresenta o maior viés, decorrente da forte influência da probabilidade  ${}_5q_{65}^{IA}$ . Com relação às demais idades e demais expectativas de vida, o pequeno viés presente nas probabilidades  ${}_nq_x^{AI}$ ,  ${}_nq_x^{AM}$  e  ${}_nq_x^{IM}$  não interfere na qualidade das estimativas da expectativa de vida saudável.



**TABELA 12 – Probabilidades de transição por idade, homens, 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**

Idade	n	Probabilidades de transição							
		1998-2003				2003-2008			
		Incapacitado Ativo $({}_nq_x^{IA})$	Incapacitado Morte $({}_nq_x^{IM})$	Ativo Incapacitado $({}_nq_x^{AI})$	Ativo Morte $({}_nq_x^{AM})$	Incapacitado Ativo $({}_nq_x^{IA})$	Incapacitado Morte $({}_nq_x^{IM})$	Ativo Incapacitado $({}_nq_x^{AI})$	Ativo Morte $({}_nq_x^{AM})$
65	5	0.7000	0.2650	0.1123	0.1325	0.1025	0.2638	0.0703	0.1297
70	5	0.4744	0.3372	0.1338	0.1786	0.1020	0.3454	0.0962	0.1707
75	5	0.3215	0.4197	0.1594	0.2354	0.1015	0.4520	0.1317	0.2245
80	5	0.2179	0.5091	0.1898	0.3025	0.1010	0.5680	0.1803	0.2835
85	5	0.1477	0.6359	0.2261	0.4002	0.1005	0.7219	0.2468	0.3621
90	5	0.1001	0.7615	0.2694	0.5076	0.1000	0.8696	0.3379	0.4384

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA 13 – Probabilidades de transição por idade, mulheres, 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**

Idade	n	Probabilidades de transição							
		1998-2003				2003-2008			
		Incapacitado Ativo $({}_nq_x^{IA})$	Incapacitado Morte $({}_nq_x^{IM})$	Ativo Incapacitado $({}_nq_x^{AI})$	Ativo Morte $({}_nq_x^{AM})$	Incapacitado Ativo $({}_nq_x^{IA})$	Incapacitado Morte $({}_nq_x^{IM})$	Ativo Incapacitado $({}_nq_x^{AI})$	Ativo Morte $({}_nq_x^{AM})$
65	5	0.1000	0.1704	0.0783	0.0852	0.7000	0.1640	0.1406	0.0795
70	5	0.0995	0.2480	0.1059	0.1246	0.3175	0.2441	0.1660	0.1189
75	5	0.0990	0.3560	0.1431	0.1798	0.1440	0.3542	0.1960	0.1734
80	5	0.0985	0.5041	0.1935	0.2558	0.0653	0.4994	0.2313	0.2457
85	5	0.0980	0.6497	0.2615	0.3314	0.0296	0.6450	0.2731	0.3189
90	5	0.0975	0.8380	0.3536	0.4296	0.0134	0.8044	0.3224	0.3997

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA 14 – Probabilidades de transição por idade, para ambos os sexos, 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**

Idade	n	Probabilidades de Transição							
		1998-2003				2003-2008			
		Incapacitado Ativo $({}_nq_x^{IA})$	Incapacitado Morte $({}_nq_x^{IM})$	Ativo Incapacitado $({}_nq_x^{AI})$	Ativo Morte $({}_nq_x^{AM})$	Incapacitado Ativo $({}_nq_x^{IA})$	Incapacitado Morte $({}_nq_x^{IM})$	Ativo Incapacitado $({}_nq_x^{AI})$	Ativo Morte $({}_nq_x^{AM})$
65	5	0.1025	0.2174	0.0707	0.1087	0.7000	0.2092	0.1283	0.1046
70	5	0.1020	0.2980	0.0975	0.1497	0.3499	0.2890	0.1544	0.1452
75	5	0.1015	0.4018	0.1345	0.2029	0.1749	0.3952	0.1857	0.1996
80	5	0.1010	0.5301	0.1855	0.2691	0.0874	0.5253	0.2235	0.2666
85	5	0.1005	0.6738	0.2558	0.3437	0.0437	0.6691	0.2689	0.3413
90	5	0.1000	0.8384	0.3528	0.4298	0.0218	0.8193	0.3236	0.4200

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

## 8.2 Compressão ou extensão da morbidade

Com o objetivo de identificar os cenários de compressão ou extensão da morbidade, esta seção apresenta as tendências da expectativa de vida saudável no período entre 1998 e 2008. Para esta análise foram construídas tabelas de vida multi-estado *baseadas na população* (Anexo TABs. A9 a A14). Matematicamente, os modelos multi-estado são um tipo de Processo Markoviano, que partem do pressuposto de que as probabilidades de transição são independentes da história de mobilidade passada dos indivíduos, dependendo apenas de seu estado corrente e da idade.

Para estimar as tabelas multi-estado *baseadas na população*, a raiz da tabela de vida foi distribuída segundo as prevalências observadas de indivíduos ativos e de indivíduos com incapacidade funcional aos 65 anos<sup>26</sup>. A expectativa de vida saudável estimada por essa tabela reflete o número médio de anos futuros a serem vividos nos estados ativo e incapacitado, a partir de cada uma das idades, não importando o estado de saúde corrente do indivíduo (Schoen, 1987). Como as probabilidades de transição foram estimadas entre as idades 65 e 90 anos, as expectativas de vida apresentadas nesta seção são truncadas aos 95 anos. A princípio analisam-se as expectativas de vida parciais aos 65 anos, truncadas aos 95 anos ( ${}_{30}e_{65}$ ). Essas expectativas de vida refletem o número médio de anos futuros a serem vividos nos estados ativo e incapacitado, entre 65 e 95 anos, por um indivíduo sobrevivente aos 65 anos, independente de seus estados de saúde à esta idade. Em seguida, são analisadas as expectativas de vida parciais aos 80 anos truncadas aos 95 anos ( ${}_{15}e_{80}$ ).

A TAB.15 apresenta as expectativas de vida total, ativa e com incapacidade funcional, aos 65 anos, para homens, mulheres e para indivíduos de ambos os sexos nos períodos de 1998-2003 e 2003-2008. Entre 1998 e 2003, observa-se que os homens apresentam uma expectativa de vida de 15,15 anos, sendo que

---

<sup>26</sup> O uso das prevalências de idosos ativos e incapacitados aos 65 anos para dividir a raiz da tabela de vida se deveu a razões práticas. Crimmins et al (1994) e Guillot e Yu (2009) também utilizaram as prevalências observadas em cada estado de saúde para distribuir a raiz da tabela de vida multi-estado *baseadas na população*.

destes, 12,26 anos esperam ser vividos como ativo (e os remanescentes 2,89 anos esperam ser vividos com incapacidade funcional). Com relação às mulheres, nesse mesmo período, elas esperam viver, em média, 17,18 anos, dos quais 12,80 de forma ativa e 4,38 anos com incapacidade funcional. Para idosos de ambos os sexos, observa-se que eles esperam viver, em média, 16,19 anos, dos quais, 12,39 anos esperam ser vividos como ativo e 3,79 com incapacidade funcional. Observa-se, como esperado, que a expectativa de vida total, ativa e com incapacidade funcional das mulheres excede a dos homens nos dois períodos analisados.

Ao se analisar as mudanças que ocorreram entre 1998-2003 e 2003-2008, observa-se que a expectativa de vida total aumentou 0,17 anos para os homens, 0,20 anos para as mulheres e 0,14 anos para os indivíduos de ambos os sexos. A expectativa de vida ativa diminuiu (0,19 anos para os homens, 0,12 anos para as mulheres e 0,05 anos para indivíduos de ambos os sexos) e a expectativa de vida com incapacidade funcional aumentou (0,36 anos para os homens, 0,32 anos para as mulheres e 0,19 anos para indivíduos de ambos os sexos). Isso nos leva a concluir que entre 1998-2003 e 2003-2008, todos os ganhos na expectativa de vida total se concentraram nos anos vividos com incapacidade funcional, tanto para os homens quanto para as mulheres.

**TABELA 15 - Expectativa de vida total, ativa e com incapacidade funcional por sexo, 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**

Expectativa de vida	Homens			Mulheres			Ambos os Sexos		
	1998-2003	2003-2008	Variação (em anos)	1998-2003	2003-2008	Variação (em anos)	1998-2003	2003-2008	Variação (em anos)
Total	15.15	15.32	0.17	17.18	17.38	0.20	16.19	16.33	0.14
Ativa	12.26	12.07	-0.19	12.80	12.68	-0.12	12.39	12.34	-0.05
Com incapacidade funcional	2.89	3.26	0.36	4.38	4.70	0.32	3.79	3.99	0.19

Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

O GRAF.1 apresenta as proporções da expectativa de vida total vivida como ativo e com incapacidade funcional nos períodos de 1998-2003 e 2003-2008. Nos dois períodos analisados, a proporção da expectativa de vida total vivida como ativo é

maior para os homens do que para as mulheres, apesar dessas terem maior longevidade.

Ao se analisar as tendências da proporção do tempo vivido como ativo é possível identificar os cenários de compressão ou extensão da morbidade entre os idosos brasileiros. Observa-se pelo GRAF.1 que a proporção do tempo vivido como ativo diminuiu entre 1998-2003 e 2003-2008, passando de 80,9% para 78,8% entre os homens, e de 74,5% para 73,0% entre as mulheres. Para os indivíduos de ambos os sexos essa proporção passou de 76,6% para 75,6%. Este padrão sugere um processo de extensão da morbidade ao longo de uma década.

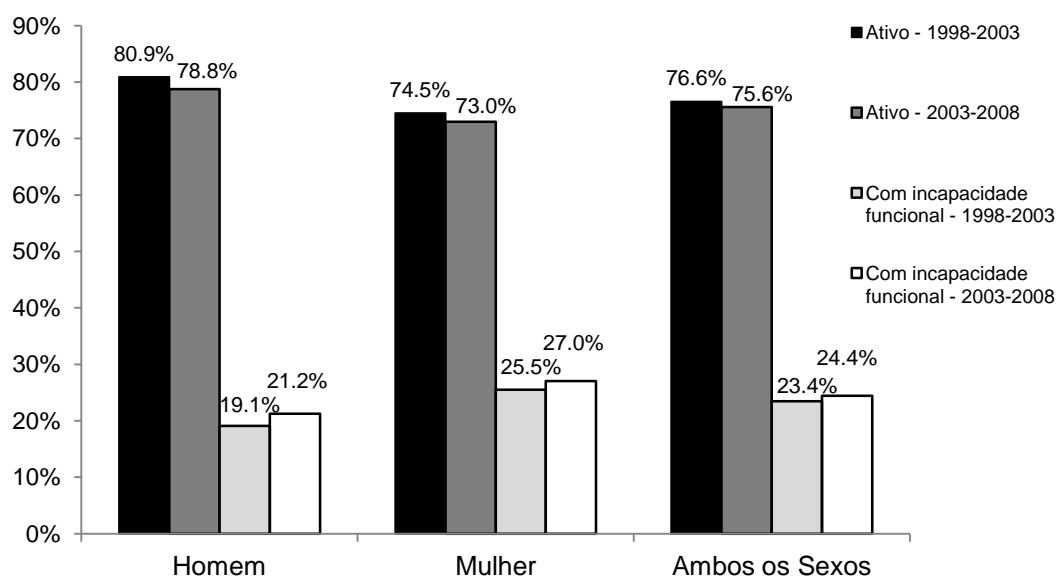
No entanto, é preciso ter cautela ao concluir que o estado funcional dos idosos brasileiros se deteriorou entre 1998-2003 e 2003-2008. Conforme discutido na seção 8.1, as probabilidades de recuperação da incapacidade variam muito entre 1998-2003 e 2003-2008 para os idosos jovens. Apesar de Guillot & Yu (2009) mostrarem que o viés dessas estimativas não compromete a qualidade das expectativas de vida não condicionais, ele deve ser levado em consideração quando se analisam suas tendências.

Para os homens,  ${}_5q_{65}^{IA}$  passou de 0,70 no período 1998-2003 para 0,1025 em 2003-2008. Essa grande variação contribui com um declínio na expectativa de vida ativa, aos 65 anos, entre 1998-2003 e 2003-2008, e com um aumento na expectativa de vida com incapacidade funcional nessa mesma idade. Dessa forma, essas mudanças podem superestimar o declínio observado na proporção do tempo vivido como ativo. No entanto, o efeito da mudança das probabilidades de recuperação sobre as variações observadas na expectativa de vida ativa e com incapacidade funcional é pequeno, devido, principalmente, a pequena proporção de idosos incapacitados entre os 65 e 69 anos (10,69% em 1998, 7,82% em 2003 e 9,60% em 2008) sujeitos a essas probabilidades. Além disso, vale ressaltar que, o processo de extensão da morbidade estimado para os homens entre 1998-2003 e 2003-2008, com base no método intercensitário, é coerente com o declínio da prevalência de homens ativos observado entre 2003 e 2008, na análise descritiva dos dados na PNAD neste período.

Entre as mulheres observa-se o contrário dos homens, no qual a probabilidade  ${}_5q_{65}^{IA}$  passou de 0,10 em 1998-2003 para 0,70 em 2003-2008. Assim, as mudanças observadas nessas probabilidades contribuem com um aumento da expectativa ativa, entre 1998-2003 e 2003-2008, e um declínio da expectativa de vida com incapacidade funcional. Com isso, o declínio observado na proporção do tempo vivido como ativo, entre 1998-2003 e 2003-2008, pode estar subestimado. No entanto, conforme observado entre os homens, espera-se, também, que o efeito dessa mudança seja pequeno sobre as estimativas da expectativa de vida saudável não condicional, devido às baixas prevalências de idosas incapacitadas entre 65 e 69 anos (11,87% em 1998, 10,28% em 2003 e 11,5% em 2008). Além disso, observa-se, também, que as estimativas produzidas pelo método intercensitário são consistentes com o declínio da prevalência de mulheres ativas observadas entre 2003 e 2008, na análise descritiva dos dados.

Ao se comparar homens e mulheres, esperava-se que entre 1998-2003 e 2003-2008, a queda da proporção do tempo vivido como ativo fosse maior para as mulheres, conforme indicam as mudanças nas prevalências de ativos. No entanto, observou-se o contrário, como provável consequência do viés da probabilidade  ${}_5q_{65}^{IA}$ .

**GRÁFICO 1 – Proporção da expectativa de vida total, aos 65 anos, vivida como ativo e com incapacidade funcional, homens, mulheres e para indivíduos de ambos os sexos, 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**



**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006.

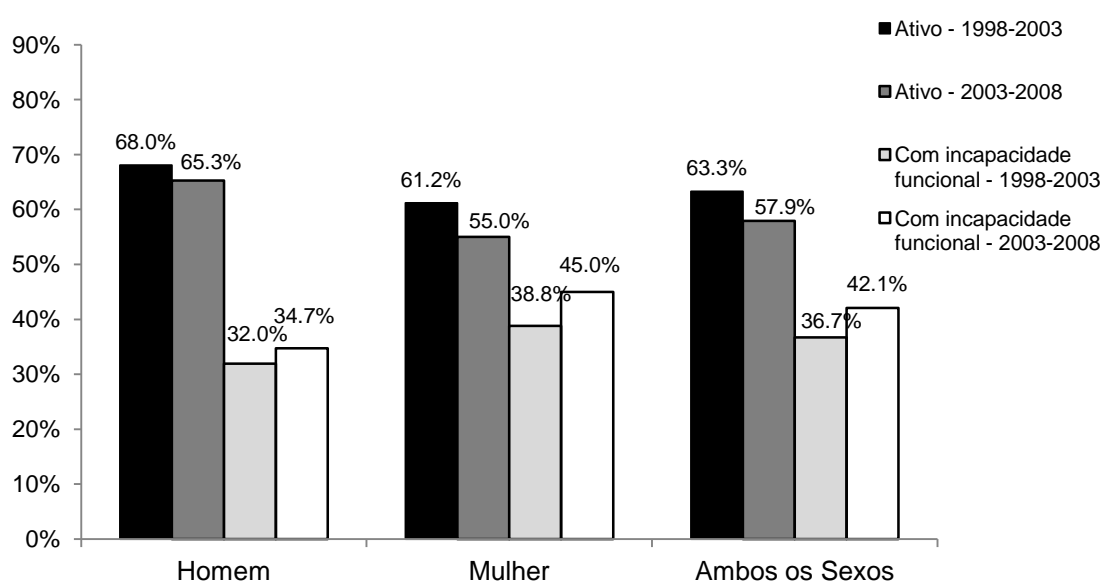
Optou-se também, neste estudo, por identificar os cenários de morbidade para os idosos com 80 anos e mais. A escolha desse grupo de idosos é decorrente de vários fatores. Primeiro, espera-se que esses idosos tenham incapacidades funcionais crônicas, diminuindo, assim, os possíveis problemas decorrentes da forma como as PNADs coletam suas informações de incapacidade funcional. Segundo, com o avançar da idade, o viés da probabilidade de recuperação diminui (Guillot & Yu, 2009); e por último as prevalências de idosos incapacitados para realizar as AVD aumentam significativamente a partir dessas idades (cerca de 30% para o grupo etário 80-84 e cerca de 60% para idosos com 95 anos e mais).

Para os idosos do grupo etário 80-84 anos, observam-se variações menores das probabilidades de recuperação entre 1998-2003 e 2003-2008, passando de 0,21 para 0,10 entre os homens, de 0,09 para 0,06 entre as mulheres e de 0,10 para 0,08 entre indivíduos de ambos os sexos. Além disso, pode-se concluir que para idosos com idade entre 80 e 84 anos as probabilidades de recuperação diminuíram entre 1998-2003 e 2003-2008.

O GRAF.2 apresenta as proporções da expectativa de vida, aos 80 anos, vivida como ativo e com incapacidade funcional. Observa-se que a proporção da expectativa de vida total, aos 80 anos, vivida como ativo diminuiu entre 1998-2003 e 2003-2008, passando de 68,0% para 65,3% entre os homens, de 61,2% para 55,0% entre as mulheres, e de 63,3% para 57,9% para ambos os sexos. Este padrão reforça a idéia de que houve um processo de extensão da morbidade ao longo da década analisada, conforme observado para idosos com 65 anos. Observa-se também uma piora do estado funcional das mulheres em relação aos homens, coerente com os diferenciais por sexo observados no declínio da prevalência de ativos entre 2003 e 2008.

Os resultados apresentados para idosos com 65 anos e para idosos com 80 anos reforçam a influência da forma unificada de avaliação da incapacidade funcional das PNADs e da inclusão de idosos com incapacidades que não são crônicas sobre o viés das probabilidades de recuperação entre os idosos jovens. No entanto, a coerência entre o processo de extensão da morbidade observado, com as tendências da prevalência de idosos ativos, dão maior confiabilidade aos resultados encontrados.

**GRÁFICO 2 – Proporção da expectativa de vida total, aos 80 anos, vivida como ativo e com incapacidade funcional, homens, mulheres e para indivíduos de ambos os sexos, 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**



Fonte de dados básicos: IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006.

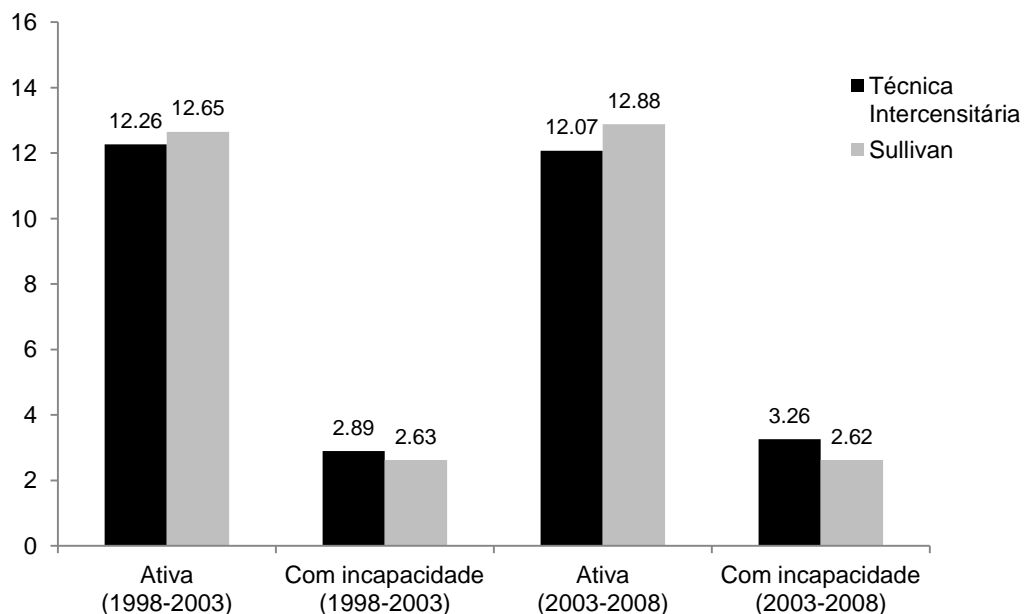
Tendo em vista que vários trabalhos anteriores utilizaram a técnica de Sullivan para estimar a expectativa de vida saudável no Brasil, decidimos por comparar as estimativas da expectativa de vida saudável calculadas pela técnica intercensitária e pela técnica de Sullivan com base nas mesmas fontes de dados. No caso do período 1993-2003 foram utilizadas a média das prevalências de ativos e a média das prevalências de incapacitados das PNADs de 1998 e 2003 e a tábua de mortalidade do IBGE de 2001 para a aplicação da técnica de Sullivan. Para o período de 2003-2008 foram utilizadas as médias das prevalências observadas nas PNADs de 2003 e 2008 e a tábua de mortalidade do IBGE de 2006.

Os GRAFs. 3 e 4 apresentam, respectivamente, para homens e mulheres, a expectativa de vida ativa e com incapacidade funcional, aos 65 anos, estimadas pela técnica intercensitária e pela técnica de Sullivan. Observa-se que a expectativa de vida ativa estimada pela técnica intercensitária é menor que a estimada pela técnica de Sullivan, tanto para homens quanto para as mulheres (GRAFs. 3 e 4), ao passo que, as estimativas da expectativa de vida com incapacidade funcional são maiores quando estimadas pela técnica intercensitária.

Parte da diferença observada entre as estimativas das duas técnicas se deve, ao fato que a técnica intercensitária produz estimativas que se referem a uma coorte hipotética submetida às probabilidades de transição prevalentes entre 1998 e 2003, e entre 2003 e 2008, enquanto que, a técnica de Sullivan produz resultados que são afetados pelas probabilidades de transição que ocorreram antes dos períodos de coleta dos dados.



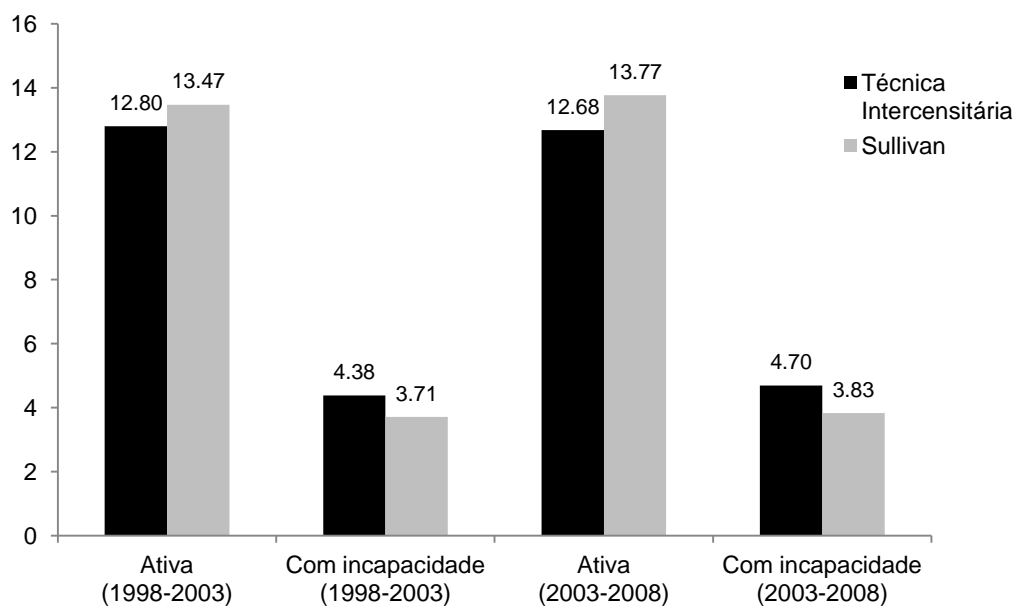
**GRÁFICO 3 – Comparação das expectativas de vida saudável, aos 65 anos, estimadas pela técnica intercensitária e pela técnica de Sullivan, homens, 1998, 2003 e 2008, Brasil.**



**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006.

**Nota:** As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais aos 65 anos, truncadas aos 95 anos

**GRÁFICO 4 – Comparação das expectativas de vida saudável, aos 65 anos, estimadas pela técnica intercensitária e pela técnica de Sullivan, mulheres, 1998, 2003 e 2008, Brasil.**



**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006.

**Nota:** As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais aos 65 anos, truncadas aos 95 anos

### 8.3 Expectativa de vida saudável baseada nos estados de saúde ou condicionais

A expectativa de vida saudável *baseada nos estados* (ou condicional) é calculada de maneira diferente da expectativa de vida saudável não condicional analisada na seção 8.2. A expectativa de vida saudável condicional reflete o número de anos remanescentes a serem vividos nos estados de saúde ativo e incapacitado, segundo o estado de saúde dos indivíduos a cada idade. Essas medidas partem de grupos fechados de indivíduos que começam a ser examinados na tabela de vida em um estado específico de saúde (Schoen, 1987). Por exemplo, o cálculo da expectativa de vida dos idosos com incapacidade funcional na idade  $x$  dos correntemente incapacitados é feito computando-se apenas os incapacitados na idade  $x$ , fazendo destes a raiz da tabela de vida, zerando, portanto, os ativos desta idade que futuramente entrariam no estado incapacitado (Wajzman, 1995). A partir daí, as probabilidades de transição entre os estados dependem apenas da idade e do estado de saúde corrente, ou seja, são as mesmas utilizadas para o cálculo da expectativa de vida *baseada na população*. Sendo assim, o pressuposto *markoviano* subjacente à construção das tabelas multi-estado não é eliminado da expectativa de vida saudável condicional.

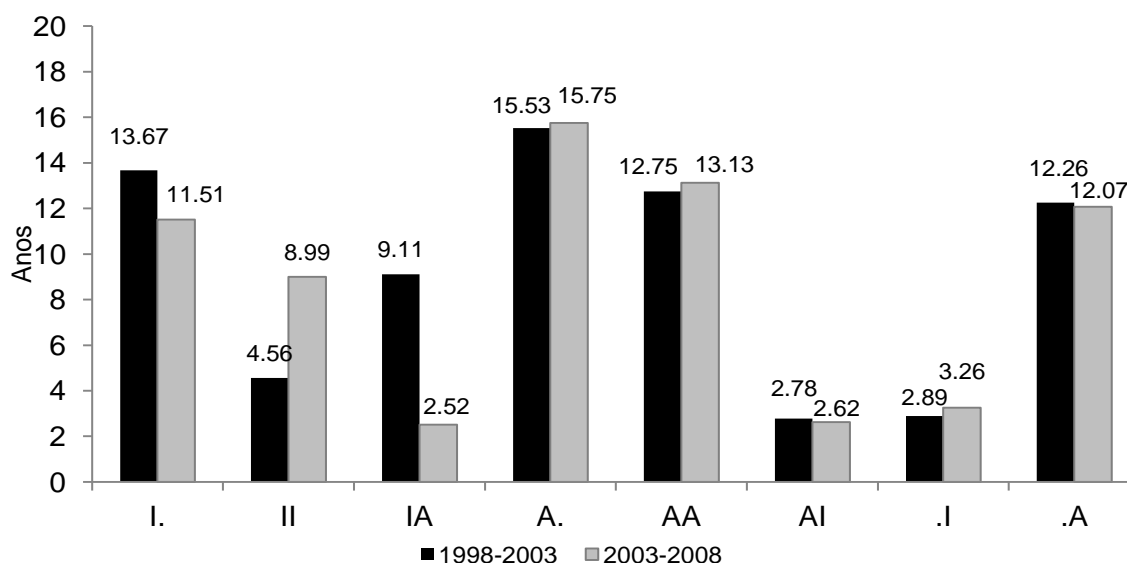
Os GRAFs. 5 e 6 apresentam as expectativas de vida condicionais aos estados de saúde dos idosos, aos 65 anos, truncadas aos 95 anos, nos períodos de 1998-2003 e 2003-2008, respectivamente, para homens e mulheres. De acordo com o GRAF. 5, observa-se que entre 1998-2003, um homem que sobrevive aos 65 anos como incapacitado ainda espera viver, até os 95 anos, em média, 13,67 anos, sendo 4,56 anos como incapacitado e 9,11 anos como ativo. No período subsequente, entre 2003 e 2008, observa-se que o número médio de anos vividos por um idoso incapacitado, aos 65 anos, diminui 2,16 anos em relação ao período anterior, passando de 13,76 anos para 11,51 anos. No entanto, o número médio de anos que esse idoso espera viver como incapacitado, até os 95 anos, aumenta 4,43 anos, chegando a 8,99 anos. As variações observadas entre os dois períodos, são provavelmente, reflexo da mudança na probabilidade estimada de um idoso incapacitado se tornar ativo entre os 65 e 69 anos, que passou de 0,70 em 1998-2003 para 0,1025 em 2003-2008. Conforme discutido na seção 8.1, esta

variação tem efeito significativo no cálculo da expectativa de vida condicional, especialmente entre os incapacitados.

O GRAF. 5 apresenta, também, as estimativas da expectativa de vida saudável condicionais ao estado ativo aos 65 anos para idosos do sexo masculino. Houve um aumento de 0,22 anos no total de anos a serem vividos por um idoso ativo aos 65 anos. Além disso, o número de anos remanescentes a serem vividos como ativo, por esse idoso, também aumentou, passando de 12,25 anos em 1998-2003 para 13,13 anos em 2003-2008.

Outro resultado importante é o que compara a expectativa de vida total de indivíduos ativos e de indivíduos com incapacidade funcional aos 65 anos de idade. Como esperado, os indivíduos ativos esperam viver um tempo de vida mais longo, cerca de 1,9 anos a mais, no período de 1998-2003, que os indivíduos que aos 65 anos já apresentavam alguma incapacidade funcional. Neste mesmo sentido, a dependência da expectativa de vida em relação aos estados de saúde pode ser melhor constatada comparando-se as expectativas de vida condicional e não condicional. Entre 1998 e 2003, a expectativa de vida ativa, não condicional, de um homem aos 65 anos é igual a 12,26 anos. O tempo a ser vivido neste estado de saúde é maior no caso em que os indivíduos são ativos aos 65 anos (12,75 anos) e como esperado, bastante inferior entre os que sobrevivem aos 65 anos com alguma incapacidade (apenas 9,11 anos). No período subsequente, observa-se uma queda de 0,19 anos da expectativa de vida ativa não condicional (12,26 anos em 1998-2003 e 12,07 anos em 2003-2008). Além disso, o número médio de anos a serem vividos como ativos, por idosos ativos aos 65 anos de idade aumentou, passando de 12,75 anos para 13,13 anos enquanto que, o número médio de anos a serem vividos como ativo, por idosos incapacitados aos 65 anos diminuiu substantivamente, cerca de 6,59 anos. Estes resultados sugerem que idosos ativos, aos 65 anos, além de viverem mais que a média, experimentaram um aumento no número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativos entre 1998-2003 e 2003-2008. No entanto, esse grande declínio, entre 1998-2003 e 2003-2008, na expectativa de vida ativa dos idosos incapacitados, aos 65 anos, pode ser apenas um efeito das bruscas variações observadas em  ${}_5q_{65}^{IA}$ .

**GRÁFICO 5 – Expectativa de vida saudável condicional e não condicional, aos 65 anos, homens, 1998-2003, 2003-2008, Brasil.**



**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006.

**Nota:** I = Incapacitado, A = Ativo e . = Ativo ou Incapacitado. As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais aos 65 anos, truncadas nos 95 anos

O GRAF. 6 refere-se às mulheres, por esse gráfico observa-se que entre 1998 e 2003, uma mulher que sobrevive aos 65 anos como incapacitada ainda espera viver, em média, 14,01 anos, sendo 11,12 anos com incapacidade funcional e 2,89 anos como ativa. No período entre 2003 e 2008, observa-se que o número total de anos vividos por uma idosa incapacitada, aos 65 anos, aumenta 2,15 anos em relação ao período anterior, passando de 14,01 anos para 16,16 anos. No entanto, o número médio de anos que uma idosa já incapacitada aos 65 anos, ainda espera viver com incapacidade funcional, até os 95 anos, diminui 4,56 anos, chegando a 6,56 anos. De forma similar ao observado entre os homens a variação observada entre 1998-2003 e 2003-2008, no número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativo e como incapacitado, por um idoso já incapacitado aos 65 anos, são, provavelmente, reflexo da mudança na probabilidade estimada de uma mulher incapacitada se tornar ativa entre os 65 e 69 anos ( ${}_5q_{65}^{IA} = 0,10$  em 1998-2003 e  ${}_5q_{65}^{IA} = 0,70$  em 2003-2008).

Com relação às mulheres já ativas aos 65 anos, elas ainda esperam viver, em média, 17,65 anos em 1998-2003, sendo 14,26 anos como ativas e 3,99 anos

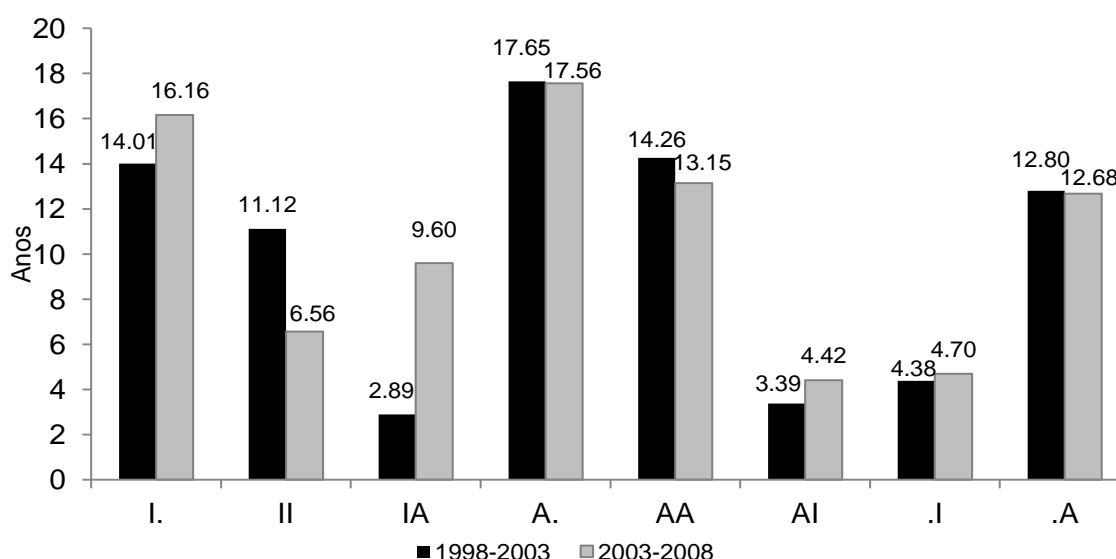
como incapacitadas (GRAF. 6). Entre os períodos de 1998-2003 e 2003-2008, observa-se um declínio de 0,09 anos no total de anos a serem vividos por uma idosa ativa, aos 65 anos. Além disso, o número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativo, por essa idosa, também diminuiu, passando de 14,26 anos para 13,15 anos, ao passo que o número médio de anos remanescentes a serem vividos com incapacidade funcional, por uma idosa ativa aos 65 anos, aumentou 1,03 anos.

Ao se comparar a expectativa de vida total de mulheres ativas e com incapacidade funcional, aos 65 anos, observa-se o esperado, no qual as mulheres ativas esperam viver, cerca de 3,6 anos a mais, do que as mulheres já incapacitadas aos 65 anos, entre 1998 e 2003. Seguindo essa linha de comparação, a dependência da expectativa de vida em relação aos estados de saúde pode ser melhor constatada comparando-se as expectativas de vida condicional e não condicional. No período entre 1998 e 2003, uma mulher, aos 65 anos, ainda espera viver como ativa, em média, 12,80 anos. Caso elas sejam ativas, aos 65 anos, o número médio de anos remanescentes a serem vividos nesse estado aumenta para 14,26 anos, enquanto que, se elas forem incapacitadas, aos 65 anos, o número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativas é bastante inferior, apenas 2,89 anos. No período subsequente, observa-se uma queda de 0,12 anos da expectativa de vida ativa das mulheres com 65 anos. O número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativo por mulheres ativas, aos 65 anos, também diminuiu, passando de 14,26 anos em 1998-2003 para 13,15 anos em 2003-2008. No entanto, o número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativas, por mulheres com incapacidade funcional, aos 65 anos, aumentou. Essas análises demonstram que, entre 1998-2003 e 2003-2008, ocorreu uma pequena piora no estado funcional das mulheres idosas, ativas aos 65 anos.

Esses resultados demonstram que as mudanças que ocorreram no estado funcional dos idosos brasileiros entre 1998-2003 e 2003-2008 variam por sexo e por estado de saúde corrente. A expectativa de vida total das mulheres ativas ou incapacitadas aos 65 anos é maior que dos homens nos dois períodos analisados. No entanto, ao contrário do observado entre os homens, o número

médio de anos vividos por uma mulher ativa aos 65 anos diminuiu entre 1998-2003 e 2003-2008, ao passo que o número médio de anos vividos por mulheres incapacitadas, aos 65 anos, aumentou. Diante desses resultados, observa-se que quando são considerados os estados de saúde dos idosos, aos 65 anos, percebe-se que o estado funcional das mulheres piorou entre 1998-2003 e 2003-2008, enquanto que dos homens melhorou. Mais uma vez, é preciso ter cautela ao se analisar as mudanças que ocorreram nas expectativas de vida saudável condicionais, já que essas refletem as grandes variações observadas nas probabilidades de recuperação da incapacidade.

**GRÁFICO 6 – Expectativa de vida saudável condicional e não condicional, aos 65 anos, mulheres, 1998-2003, 2003-2008, Brasil.**



**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006.

**Nota:** I = Incapacitado, A = Ativo e . = Ativo ou Incapacitado. As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais aos 65 anos, truncadas nos 95 anos

As TABs. 16, 17, 18 e 19 apresentam as expectativas de vida condicionais, para diferentes idades, para homens e mulheres nos períodos de 1998-2003 e 2003-2008. Com o objetivo de minimizar o efeito do viés das probabilidades  ${}_n q_x^{IA}$  sobre a expectativa de vida saudável condicional ao estado incapacitado, que são maiores nos primeiros grupos etários, optou-se também por analisar a expectativa de vida saudável a partir de idades mais avançadas, nas quais as probabilidades

de recuperação da incapacidade são menores e variam menos entre os períodos analisados.

As TABs. 16 e 17 se referem aos homens, observa-se que entre 1998 e 2003, um idoso que sobrevive aos 80 anos como incapacitado ainda espera viver, em média, até os 95 anos, 6,32 anos, sendo 4,53 anos como incapacitado e 1,79 anos como ativo. No período subsequente, observa-se que o número médio de anos a serem vividos por um idoso incapacitado, aos 80 anos, diminui 0,75 anos. No entanto o número médio de anos que esse idoso espera viver com incapacidade funcional aumenta 0,12 anos, ao passo que o número médio de anos a serem vividos como ativo diminui 0,86 anos. Devido ao menor viés das probabilidades de recuperação em idosos entre 80 e 84 anos (0,21 em 1998-2003 e 0,10 em 2003-2008), não foram observadas grandes variações na expectativa de vida condicional ao estado incapacitado, entre 1998-2003 e 2003-2008, diferente do observado para os idosos jovens.

Com relação aos idosos ativos aos 80 anos (TABs. 16 e 17), observa-se um aumento de 0,20 anos no total de anos a serem vividos entre 1998-2003 e 2003-2008, passando de 8,22 anos para 8,42 anos. O número de anos remanescentes a serem vividos como ativo também aumentou, passando de 6,29 para 6,49 anos.

Observa-se, também, dependência da expectativa de vida em relação aos estados de saúde. Como esperado, os idosos ativos, aos 80 anos, esperam viver um maior número de anos que os idosos incapacitados nessa mesma idade. Além disso, observa-se que em 1998-2003, a expectativa de vida ativa não condicional, de um homem aos 80 anos é igual a 5,06 anos, se esse idoso for ativo aos 80 anos, essa expectativa de vida sobe para 6,29 anos, caso ele seja incapacitado esse valor diminui para 1,79 anos. No período subsequente observa-se um declínio de 0,06 anos da expectativa de vida ativa não condicional, enquanto que, o número médio de anos a serem vividos como ativo, por idosos ativos aos 80 anos aumentou 0,20 anos. Estes resultados sugerem que idosos ativos aos 80 anos, além de viverem mais que a média, experimentaram um aumento no número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativos. As análises feitas para idosos aos 80 anos são menos influenciadas pelas grandes mudanças

observadas, entre 1998-2003 e 2003-2008, nas probabilidades de recuperação dos idosos jovens.

**TABELA 16 - Expectativa de saudável, por idade, homem, 1998-2003, Brasil.**

Expectativa de vida saudável ( ${}_n e_x$ )									
Idade (x)	n	I.	II	IA	A.	AA	AI	.I	.A
65	30	13.67	4.56	9.11	15.53	12.75	2.78	2.89	12.26
70	25	10.64	4.99	5.65	12.80	10.23	2.57	2.76	9.59
75	20	8.23	4.94	3.29	10.39	8.10	2.29	2.62	7.16
80	15	6.32	4.53	1.79	8.22	6.29	1.93	2.38	5.06
85	10	4.63	3.76	0.87	6.09	4.63	1.46	1.93	3.19

**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**Nota:** I = Incapacitado, A= Ativo e . = Ativo ou Incapacitado. As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais na idade  $x$ , truncadas aos 95 anos.

**TABELA 17 - Expectativa de saudável, por idade homem, 2003-2008, Brasil.**

Expectativa de vida saudável ( ${}_n e_x$ )									
Idade (x)	n	I.	II	IA	A.	AA	AI	.I	.A
65	30	11.51	8.99	2.52	15.75	13.13	2.62	3.26	12.07
70	25	9.20	7.36	1.85	13.03	10.62	2.41	3.14	9.33
75	20	7.21	5.88	1.33	10.59	8.41	2.18	2.94	6.97
80	15	5.57	4.64	0.93	8.42	6.49	1.93	2.66	5.00
85	10	4.09	3.49	0.60	6.32	4.74	1.58	2.24	3.31

**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**Nota:** I = Incapacitado, A= Ativo e . = Ativo ou Incapacitado. As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais na idade  $x$ , truncadas aos 95 anos.

As TABs. 18 e 19 referem-se às mulheres. Diferente do padrão observado entre os homens observa-se que entre 1998-2003 e 2003-2008, a expectativa de vida ativa não condicional das mulheres diminuiu 0,53 anos. Além disso, tanto a expectativa de vida ativa condicional ao estado ativo, quanto a condicional ao estado incapacitado diminuíram, respectivamente, 0,27 anos e 0,40 anos. No entanto, a expectativa de vida com incapacidade funcional condicional ou não condicional aumentou. Estes resultados indicam que durante a década analisada o estado funcional de uma mulher que sobrevive aos 80 anos piorou, sendo essa, ativa ou incapacitada aos 80 anos.



**TABELA 18 - Expectativa de saudável, por idade, mulher, 1998-2003, Brasil.**

Expectativa de vida saudável ( ${}_n e_x$ )									
Idade (x)	n	I.	II	IA	A.	AA	AI	.I	.A
65	30	14.01	11.12	2.89	17.65	14.26	3.39	4.38	12.80
70	25	10.96	8.90	2.06	14.35	11.37	2.98	4.04	9.70
75	20	8.35	6.92	1.43	11.41	8.83	2.58	3.61	7.06
80	15	6.17	5.21	0.96	8.83	6.65	2.18	3.11	4.90
85	10	4.49	3.89	0.60	6.53	4.82	1.71	2.55	3.20

**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**Nota:** I = Incapacitado, A= Ativo e . = Ativo ou Incapacitado. As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais na idade  $x$ , truncadas aos 95 anos.

**TABELA 19 - Expectativa de saudável, por idade, mulher, 2003-2008, Brasil.**

Expectativa de vida saudável ( ${}_n e_x$ )									
Idade (x)	n	I.	II	IA	A.	AA	AI	.I	.A
65	30	16.16	6.56	9.60	17.56	13.15	4.42	4.70	12.68
70	25	11.72	7.64	4.08	14.25	10.42	3.83	4.42	9.44
75	20	8.48	6.92	1.56	11.38	8.21	3.17	4.08	6.60
80	15	6.14	5.58	0.56	8.90	6.38	2.52	3.58	4.37
85	10	4.48	4.30	0.18	6.65	4.83	1.82	2.94	2.73

**Fonte de dados básicos:** IBGE - PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**Nota:** I = Incapacitado, A= Ativo e . = Ativo ou Incapacitado. As expectativas de vida saudável apresentadas são expectativas de vida parciais na idade  $x$ , truncadas aos 95 anos.

Os resultados desta seção demonstram que o tempo médio a ser vivido por um idoso varia substantivamente em relação ao seu estado de saúde inicial. Sendo assim, observa-se que a expectativa de vida ativa é maior para idosos correntemente ativos, do que para idosos com incapacidade funcional e a expectativa de vida total é maior também para ativos. Esses resultados foram observados para todas as idades, inclusive entre os idosos jovens, que tiveram suas expectativas de vida saudável condicionais mais influenciadas pelo viés das probabilidades de recuperação.

Com relação às mudanças que ocorreram entre 1998-2003 e 2003-2008, observa-se que à medida que condicionamos o estado de saúde dos idosos à idades mais avançadas, diminuem as variações no número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativo e com incapacidade, por idosos incapacitados. Isso demonstra, mais uma vez, que as probabilidades de recuperação são mais bem estimadas para idosos mais velhos, reflexo,

principalmente, da forma como as PNADs coletam as informações de incapacidade funcional.

## 9 CONCLUSÃO

O aumento da longevidade dos idosos brasileiros, devido principalmente à queda da mortalidade por doenças crônicas, motivou a investigação, realizada neste estudo, sobre a qualidade dos anos vividos, em especial do número de anos adicionados que são saudáveis. Para isso, foi calculada a expectativa de vida saudável para os períodos de 1998-2003 e 2003-2008, através das probabilidades de transição entre os estados de saúde (ativo/incapacitado/morte), estimadas pela técnica intercensitária de Guillot & Yu (2009).

Antes de calcular a expectativa de vida saudável discutiu-se a qualidade das estimativas das probabilidades de transição. Observou-se que dentre todas as estimativas, as probabilidades de recuperação da incapacidade, entre os idosos jovens, contiveram um viés significativo, e variaram substantivamente entre os períodos de 1998-2003 e 2003-2008. As possíveis razões para alta variabilidade observada podem estar na forma unificada como as PNADs avaliam a incapacidade funcional, na qual são considerados idosos em diferentes etapas do processo de incapacidade, inclusive os que não são crônicos. O efeito desse viés nas estimativas da expectativa de vida saudável não condicional é pequeno. No entanto, é preciso ter cautela ao se analisar as mudanças que ocorreram nessas estimativas entre os períodos analisados, em especial entre os idosos mais jovens.

As mudanças observadas nas estimativas da expectativa de vida saudável não condicionais foram utilizadas para investigar se os processos de compressão ou extensão da morbidade estão sendo observados no Brasil. Primeiro, foi realizada uma análise em termos absolutos das mudanças na expectativa de vida, e se observou que todos os ganhos na expectativa de vida total entre 1998 e 2008, para idosos aos 65 anos, se concentraram nos anos vividos com incapacidade funcional. Em seguida, foi realizada uma análise em termos relativos, na qual observou-se um declínio na proporção do tempo vivido como ativo para idosos aos 65 anos, sugerindo o processo de extensão da morbidade para os idosos brasileiros. Esses resultados são coerentes com a tendência observada da

prevalência de idosos ativos, que entre 2003 e 2008 declinou para idosos tanto do sexo masculino quanto feminino. No entanto, é possível que as mudanças observadas no tempo vivido como ativo ou com incapacidade funcional, contenham um pequeno viés decorrente das grandes mudanças observadas nas probabilidades de recuperação da incapacidade no grupo etário 65-69 anos, entre 1998-2003 e 2003-2008.

Devido às mudanças observadas nas probabilidades de recuperação dos idosos jovens, entre 1998-2003 e 2003-2008, optou-se, também, por analisar as tendências da expectativa de vida saudável para idosos que sobrevivem aos 80 anos. Para esses idosos, observou-se uma redução da proporção da expectativa de vida total vivida como ativo, sugerindo, conforme observado para idosos jovens, o processo de extensão da morbidade. Esse resultado, além de ser coerente com o declínio nas prevalências de ativos observado entre 2003 e 2008, é menos influenciado pelo viés das probabilidades de recuperação entre os idosos jovens.

Os resultados também sugerem a existência de diferenças por sexo no estado funcional dos idosos. Observou-se que as mulheres, se comparadas aos homens, vivem um maior número de anos em todos os estados de saúde analisados, e, além disso, devem esperar viver uma proporção maior do restante de sua vida com incapacidade funcional. Essas diferenças refletem os diferenciais por sexo observados nas prevalências de idosos ativos, na qual as mulheres reportaram ser mais incapacitadas que os homens, em todos os grupos etários e em todos os períodos analisados.

Os diferenciais por sexo encontrados nesse estudo corroboram os resultados de outros estudos realizados para o Brasil, que também observaram uma desvantagem das mulheres em relação ao seu estado funcional (Baptista, 2003; Camargos, 2004; Camarano et al., 2004; Camargos, Perpétuo, & Machado, 2005; Romero, Leite, & Szwarcwald, 2005; Camargos, Machado, & Nascimento Rodrigues, 2007; Camargos, Machado, & Rodrigues, 2008b, 2008c; Camargos & Machado, 2009).

Existem várias hipóteses para a maior morbidade entre as mulheres. Uma das explicações envolve as diferenças biológicas, ou seja, geneticamente, homens e mulheres possuem constituições físicas diferentes e diferentes trajetórias de saúde e mortalidade (Christensen, 2001 apud Hoffmann & Doblhammer, 2009). O fato dos homens experimentarem taxas de mortalidade mais elevadas em idades mais jovens, se comparados às mulheres, poderia funcionar como um mecanismo de seleção, no qual apenas os homens mais resistentes chegariam às idades mais avançadas.

Outras explicações se referem ao fato das mulheres serem mais sensíveis às mudanças de seu corpo, relatarem de forma mais detalhada seus problemas de saúde aos médicos, e seguirem melhor as recomendações médicas (Idler, 2003; Oakes & Rossi, 2003). Além disso, existe a hipótese de que as mulheres sofrem de diferentes doenças crônicas. Nusselder & Looman (2004), decompuseram a expectativa de vida saudável dos idosos holandeses por causa de morte e causa de incapacidade, e demonstraram que grande parte da diferença da expectativa de vida saudável entre homens e mulheres está na doença causadora da incapacidade. Eles encontraram que grande parte dos anos adicionais que as mulheres passam com incapacidade são causados por incapacidade decorrente de artrite, seguido por incapacidades que não são atribuídas as doenças. Os dados brasileiros apresentam a predominância da artrite e do reumatismo entre as mulheres, o que pode ser uma das justificativas para a maior prevalência de mulheres com incapacitadas para a realização das AVD.

Outra importante contribuição deste estudo foi a estimativa da expectativa de vida saudável condicional ao estado de saúde corrente dos idosos. Os resultados demonstram que existe dependência da expectativa de vida saudável quanto aos estados de saúde corrente. Como esperado, idosos ativos esperam viver um tempo de vida mais longo que os idosos incapacitados. Além disso, a expectativa de vida ativa para idosos ativos é maior que a expectativa de vida ativa para idosos cujo estado de saúde corrente é incapacitado.

Na análise das mudanças que ocorreram, entre 1998-2003 e 2003-2008, nas expectativas de vida saudável condicionais, é preciso considerar as variações observadas nas probabilidades de recuperação entre os idosos jovens. Essas

variações interferem diretamente no número médio de anos remanescentes a serem vividos como ativo e com incapacidade funcional, por um idoso incapacitado. Dessa forma, as análises das tendências na expectativa de vida saudável condicional são provavelmente mais consistentes para os idosos mais velhos (a partir de 80 anos).

Pode-se concluir que a proporção do tempo vivido como ativo, por idosos incapacitados aos 80 anos, diminuiu entre 1998-2003 e 2003-2008, sugerindo uma piora do estado funcional dos idosos incapacitados aos 80 anos. No entanto, o tempo vivido como ativo por homens ativos, aos 80 anos, aumentou, indicando melhorias no estado funcional dos homens ativos. O mesmo não foi observado entre as mulheres, que mesmo sendo ativas aos 80 anos, experimentaram piora de seu estado funcional entre 1998-2003 e 2003-2008.

Dessa forma, os resultados do presente trabalho ressaltam a importância de se considerar o sexo e o estado de saúde corrente dos idosos para o planejamento de políticas de saúde. Além disso, foi possível observar que o declínio da mortalidade entre os idosos, não está sendo acompanhado por melhorias em seu estado funcional.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGREE, M.E. The influence of personal care and assistive devices on the measurement of disability. **Social Science & Medicine**. v.48, p. 427-443. 1999.

ALVES, L.C., LEITE, C.I., MACHADO, C.J. Conceituando e mensurando a incapacidade funcional na população idosa: uma revisão de literatura. **Ciência e Saúde Coletiva**. V.13, n.4, p.1199-1207. Rio de Janeiro, 2008.

BAPTISTA, D.,B.,D.,A. **Idosos no município de São Paulo: expectativa de vida ativa e perfis multidimensionais de incapacidade a partir da SABE**. 2003. 124f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2003.

BARENDREGT, J., J., BONNEUX,L., VAN DER MAAS,P.J. et al. How good is Sullivan's method for monitoring changes in population health expectancies? **Journal of Epidemiology and Community Health**. v.51, n.5, p.578-579, oct. 1997.

BARROS, M.B.A., FRANCISCO, P.M.S.B., ZANCHETTA, L.M., CÉSAR, C.L.G., Tendências das desigualdades sociais e demográficas na prevalência de doenças crônicas no Brasil, PNAD: 2003-2008. **Ciência e Saúde Coletiva**, v.16, n.9, p.3775-3768, 2011.

BRASIL, A vigilância, o controle e a prevenção das doenças crônicas não-transmissíveis: DCNT no contexto do Sistema Único de Saúde Brasileiro. **Ministério da Saúde**, Brasília: Ministério da Saúde, 2005

BRASIL, Avaliação do Plano de Reorganização da Atenção à Hipertensão Arterial e ao Diabetes Mellitus no Brasil. Ministério da Saúde. Organização Pan-Americana da Saúde, Brasília: Ministério da Saúde, 2004.

BROWN, R.D., WHISNANT,J., SICKS,J., O'FALLON,M., WIEBERS,D. Stroke incidence, prevalence, and survival: Secular trends in Rochester, Minnesota,through 1989. **Stroke**, v.27, n.3, p.373-380, 1994.

CAI,L.,LUBITZ,J., Was there compression of disability for older Americans from 1992 to 2003? **Demography**,v.4,p.479-495.

CAMARANO, A.M., Envelhecimento da população brasileira: uma contribuição demográfica. Rio de Janeiro: IPEA, 2002 (Texto para discussão,858)

CAMARANO, A.M.,KANSO, S., MELLO, L. J., Como vive o idoso brasileiro? In: Os Novos Idosos Brasileiros: Muito Além dos 60? Rio de Janeiro: **IPEA** 2004.

CAMARGOS, M, C, S; MACHADO, C,J; RODRIGUES,R,N. Expectativa de vida livre de incapacidade funcional para idosos: um estudo comparativo para o Brasil, grandes regiões e unidades da federação, 1998 e 2003. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16, 2008. Caxambu. **Anais**. Caxambu: ABEP, 2008c.

CAMARGOS, M, C, S; MACHADO, C,J; RODRIGUES,R,N. Life Expectancy among elderly Brazilians in 2003 according to different levels os functional disability. **Caderno Saúde Pública**. v.24,n.4,p. 845-852, abr. 2008b.

CAMARGOS, M, C, S; MACHADO, C,J; RODRIGUES,R,N. Sex differences in healthy life expectancy from self-perceived assessments of health in the City of São Paulo, Brazil. **Ageing & Society**. v.28, p. 35–48.2008a.

CAMARGOS, M., C., S. **Estimativas de Expectativa de Vida Livre de e com Incapacidade Funcional: Uma Aplicação do Método de Sullivan para Idosos Paulistanos**, 2000. 2004. 110f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, 2004.

CAMARGOS, M., C., S., RODRIGUES, R.N., MACHADO, C.J. Expectativa de vida saudável para idosos brasileiros, 2003. **Ciência & Saúde Coletiva**. v.14(5), p. 1903-1909. 2009.

CAMARGOS, M., C., S., PERPETUO,I.H.O., MACHADO,C.J. **Estimativas de expectativa de vida livre de e com incapacidade funcional: uma aplicação do método de Sullivan para idosos paulistanos**, 2000. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 14, 2004. Caxambu. **Anais**. Caxambu: ABEP, 2004.

CAMARGOS, M., C., S., MACHADO, C.J., RODRIGUES,R,N. Disability life expectancy for the elderly, city of São Paulo, Brazil, 2000: gender and educational differences. **Jornal of Biosocial Science**. v.39,p.455-463.2007.

CAMARGOS, M., C., S., PERPETUO, I. H. O, MACHADO, C. M. Expectativa de vida com incapacidade funcional em idosos em São Paulo, Brasil. **Revista Panamericana de Salud Publica**. v.17 (5/6), p. 379–86. 2005.

CARVALHO,J.A.M., Regional Trends in Fertility and Mortality in Brazil. **Population Studies**.v.28,n.3,p.401-421. 1974.

CHRISTENSEN, K., Havrfor aeldes vi forskelligt? 2001 apud DOBLHAMMER, G., HOFFMANN, R., Gender Differences in Trajectories of Health Limitations and Subsequent Mortality. A Study Based on the German Socioeconomic Panel 1995-2001 With a Mortality follow-up 2002-2005. **Journal of Gerontology: Social Sciences**, 2009.

CRIMMINS, E, M; SAITO, Y. Change in the prevalence os diseases among older Americans: 1984-1994. **Demographic Research**.v.13,n.9, 2000.



CRIMMINS, E, M; SAITO, Y. Trends in healthy life expectancy in the United States, 1970–1990: gender, racial, and educational differences. **Social Science & Medicine**. v.52, p.1629–1641, 2001.

CRIMMINS, E.,M., BELTRÁN-SÁNCHEZ, H. . Mortality and morbidity trends: is there compression of morbidity? **Journal of Gerontology: Social Sciences**. v. 66B, n.1., p. 75–86, Dez. 2010.

CRIMMINS, E.,M., HAYWARD, M.D, SAITO,Y.. Changing Mortality and Morbidity rates and the Health Status and Life Expectancy of the Older Population. **Demography**. v.31, n. 1, p.159-175, fev. 1994.

CRIMMINS, E.,M., REYNOLDS, S., SAITO,Y., Trends in health and ability to work among the older working-age population. **Journal of Gerontology: Social Sciences**, v.54b, n.1, p. 31-40, 1999.

CRIMMINS, E.,M., SAITO,Y., INGEGNERI,D. Changes in life expectancy and disability-free life expectancy in United States. **Population and Development Review**.v.15,p.235-267.1989.

CRIMMINS, E.,M., SAITO,Y., INGEGNERI,D. Trends in disability-free life expectancy in the United States, 1970-90. **Population and Development Review**.v.23,n.3,p.555-572. 1997.

DOBLHAMMER, G., HOFFMANN, R., Gender Differences in Trajectories of Health Limitations and Subsequent Mortality. A Study Based on the German Socioeconomic Panel 1995-2001 With a Mortality follow-up 2002-2005. **Journal of Gerontology: Social Sciences**, 2009.

DOBLHAMMER,G.,KYTIR,J. Compression or expansion of morbidity? Trends in healthy-life expectancy in the elderly Austrian population between 1978 and 1998. **Social Science & Medicine**.v.52,p.385-391. 2001.

FAGUNDES, S.D., SILVA, M.T., THEES, M.F.R.S., PEREIRA, M.G., Prevalence of dementia among elderly Brazilians: a systematic review. **São Paulo Medical Journal**, v.129,n.1,p.46-50, 2011.

FIRMO, J.O.A., BARRETO, S.M, LIMA-COSTA, M.F., The Bambuí health and Aging (BHAS): factors associated with the treatment of hypertension in older adults in the community. **Caderno de Saúde Pública**, v.19, n.3, p.817-827.

FRIES, J., F. Aging natural death, and the compression of morbidity. **New England journal of medicine**. v.303, n.3, p.130-5, jul. 1980.

FRIES, J., F. Compression of morbidity in the elderly. **Vaccine**. v.18,p.1584-1598. 2000.

FRIES, J., F. The compression os morbidity: progress and potential. **Journal of Insurance Medicine**. v.22, n.2, p. 94-97. 1990.

GIACOMIN, K.C., **Epidemiologia da incapacidade funcional em idosos na comunidade**: Inquerito de Saúde de Belo Horizonte e tradução e confiabilidade do instrumento de avaliação funcional SMAF no Projeto Bambuí. 2008 Tese (Doutorado em Ciência na área de concentração Saúde Coletiva). Fundação Oswaldo Cruz. Belo Horizonte, 2008.

GRAHAM,P., BLAKELY,T., DAVIS,P., ANDREW, S. Compression, expansion, or dynamic equilibrium? The evolution of health expectancy in New Zealand. **Journal of Epidemiology & Community Health**.v.58,p.659-666.2004.

GRUENBERG, E, M. The Failures of Success. **Milbank Memorial Fund Quarterly**. v. 55, n. 1, p. 3–24, 1977.

GUILLOT, M., YU, Y. Estimating health expectancies from two cross-sectional surveys: The intercensal method. **Demographic Research**. v.21, n.17, p. 503-534. 2009.

GURALNIK,J.M, FRIED,L.P, SALIVE,M.E.. Disability as public health outcome in the aging. **Annual Reviews Public Health**. v.17, p.25-46. 1996.

GONZAGA, M.R. **Compressão, expansão ou equilíbrio dinâmico?** Tendências na expectativa de vida saudável dos idosos no Brasil entre 1998 e 2008, 2012 (mimeo).

HIMES, C.L., PRESTON, S.H., CONDRAN, G.A.. A relational Model of Mortality at Older Ages in Low Mortality Countries. **Population Studies**. v.48, n.2, p.269-291,jul.1994.

HOWSE, K., Increasing life expectancy and the compression of morbidity: a critical review of the debate. **Oxford Institute of Aging Working Papers**. 2006.

IBGE, **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**: Acesso e Utilização de Serviços de Saúde 2003. Rio de Janeiro, 2005.

IBGE, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: Acesso e Utilização de Serviços de Saúde 2008. Rio de Janeiro, 2010.

IBGE, **Tábuas completas de mortalidade** para os anos de 2001, 2009 e 2010. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br>>.

IDLER, E.L., Discussion: Gender Differences in Self-Rated Health, in Mortality, and in the relationship between the two. **The Gerontologist**, v.43,n.3,p.372-375, 2003.

INCA, **Estimativa 2012 Incidência de Câncer no Brasil**. Ministério da Saúde, Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva. Rio de Janeiro, 2011.

KATZ, S., FORD, A. B.; MOSKOWITZ, R. W.; JACKSON, B. A.; JAFFE, M. W. Studies of illness in the aged. The index of ADL: a standardized measure of biological and psychosocial function. **JAMA**, Chicago, v. 185, n.12, p. 914-919, 1963.

LADITKA, S., B., WOLF, D.,A. New Methods for Analyzing Active Life Expectancy. **Journal of aging and health**. v.10, n.2, p.214-241, may. 1998.

LAFORTUNE, G., BALESTAT, G.. Trends in severe disability among elderly people: assessing the evidence in 12 OECD countries and the future implications. **Health Working Papers**, n.26, 2007.

LAWTON, M.P., BRODY, E.M. Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living, 1969. Apud ALVES, L.C., LEITE, C.I., MACHADO, C.J. Conceituando e mensurando a incapacidade funcional na população idosa: uma revisão de literatura. **Ciência e Saúde Coletiva**. V.13, n.4, p.1199-1207. Rio de Janeiro, 2008.

LEBRÃO, M.L., SABE – Saúde, Bem-estar e Envelhecimento – O Projeto SABE no município de São Paulo: uma abordagem inicial. Brasília: **Organização Pan-Americana da Saúde**, 2003.

LEE, R. The Demographic Transition: Three Centuries of Fundamental Change. **Journal of Economic Perspectives**. v.14, n.4, p.167-190. 2003.

LIÈVRE, A., BROUARD, N. The estimation of health expectancies from cross-longitudinal surveys. **Mathematical Population Studies**. v.10, p. 211-248. 2003.

LIMA-COSTA, M.F., BARRETO, S.M., GIATTI, L. Condições de saúde, capacidade funcional, uso de serviços de saúde e gastos com medicamentos da população idosa brasileira: um estudo descritivo baseado na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios. **Caderno de Saúde Pública**, v.19, n.3, p.735-743, 2003.

LIMA-COSTA, M.F., MATOS, L.D., CAMARGOS, V.P., MACINKO, J. Tendências em dez anos das condições de saúde de idosos brasileiros: evidências da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (1998, 2003, 2008). **Ciência e Saúde Coletiva**, v.16, n.9, p.3689-3696, 2011.

LIMA-COSTA, M.F., PEIXOTO, S.V., GIATTI, L., Tendências da mortalidade entre idosos brasileiros (1980-2000). **Epidemiologia e Serviço de Saúde**. v.13, n.4, p.217-228. 2004.

LIMA-COSTA, M.F., GUERRA, H.L., BARRETO, S.M., GUIMARÃES, R.M. Diagnóstico da Situação de Saúde da População Idosa Brasileira: um Estudo da Mortalidade e das Internações Hospitalares Públicas. **Informe Epidemiológico do SUS**, v.9, n.1, 2000.

MANTON, K, G. Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population. **Milbank Memorial Fund Quarterly/ Health and Society**. v.60, n.2, p.183-244. 1982.

MANTON, K, G., STALLARD, E., CORDER, L., Chances in morbidity and chronic disability in the U.S. elderly population: Evidence from the 1982, 1984, and 1989 NLTCS. **Journal of Gerontology: Social Sciences**, v.50b, n.4, p.194-204, 1995.

MANTON, K., G., CORDER, L., STALLARD, E.. Chronic disability trends in elderly United States populations: 1982–1994. **Medical Sciences**. v.94, p. 2593–2598, march. 1997.

MANTON, K., G., GU, X.. Changes in the prevalence of chronic disability in the United States black and nonblack population above age 65 from 1982 to 1999. **PNAS**, v.98,n.11. 2001.

MATHERS, C., D. Health expectancies: an overview and critical appraisal. In: MURRAY, C., J., L. **Summary Measures of Population Health**. Geneva: World Health Organization, p. 177-204, 2002.

MATHERS, C., D. ROBINE, J., M. How good is Sullivan's method for monitoring changes in population health expectancies. **Journal of Epidemiology and Community Health**. v.51, p. 80-86. 1997.

MCKINLAY, J.B., MCKINLAY, S.M., BEAGLEHOLD, R. A review of the evidence concerning the impact of medical measures on recent mortality and morbidity in the United States. **International Journal of Health Services**. v.19, n.2, p.181-208. 1989.

MELZER, D., PARAHYBA, M.I., Socio-demographic correlates of mobility disability in older Brazilians: results of the first national survey. **Age and Ageing**, v.33, n.3, 2004.

NUSSELDER, W. **Compression expansion of morbidity?** A life-table approach. 1998. 264f. Doutorado - Erasmus University Rotterdam.

NUSSELDER, W., LOOMAN, C. Decomposition of Differences in Health Expectancy by cause. **Demography**, v.41, n.2, p.315-334, 2004

OAKES, J.M., ROSSI, P.H., The measurement of SES in health research: current practice and steps toward a new approach. **Social Science & Medicine**, v.56, p.769-784, 2003

OMRAM, A.R. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. **The Milbank Quarterly**, v.83, n.4, 2005, p.731-757. 2005. Reprinted from The Milbank Memorial Fund Quarterly, v.49, n.4, 1971.

PARAHYBA, M.I., MELZER, D., Profile of Disability in Older People in Brazil: results of the PNAD survey. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13, 2002. Ouro Preto. **Anais**. Ouro Preto: ABEP, 2002

PARAHYBA, M.I., VERAS, R., MELZER, D., Incapacidade funcional entre as mulheres idosas no Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v.39, n.3, p.383-391, 2005

PEREIRA, A. B. C. N. G., ALVARENGA, H., JÚNIOR, R. S. P., BARBOSA, M.T.S.B., Prevalência de acidente vascular cerebral em idosos no Município de Vassouras, Rio de Janeiro, Brasil, através do rastreamento de dados do Programa Saúde da Família. **Caderno de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.25, n.9, p.1929-1936, 2009

RILEY, J. Rising life expectancy: a global history. apud LEE, R. The Demographic Transition: Three Centuries of Fundamental Change. **Journal of Economic Perspectives**. v.14, n.4, p.167-190. 2003.

ROBINE, J.M., ROMIEU, I., CAMBOIS, E.. Health expectancy indicators. **Bulletin of the World Health Organization**. v.77, n.2, p.181-185. 1999.

ROGERS, A. et al. Longes life but worse health? Measurement and dynamics. The Gerontologist, 1990, apud GUILLOT, M., YU, Y. **Estimating health expectancies from two cross-sectional surveys: The intercensal method**. Demographic Research. v.21, n.17, p. 503-534. 2009.

ROGERS, A., ROGERS, R.G., BELANGER, A., Longer life but worse health? Measurement and dynamics. 1990 apud GUILLOT, M., YU, Y. Estimating health expectancies from two cross-sectional surveys: The intercensal method. **Demographic Research**. v.21, n.17, p. 503-534. 2009.

ROGERS, A., ROGERS, R.G., BRANCH, L.G., A Multistate Analysis os Active Life Expectancy. **Public Health Reports**, v.104, n.3, p.222-226, 1989.

ROMERO, D, E; LEITE, I, C. SZWARCOWALD, C, L. Expectativa de vida saudável no Brasil: uma aplicação do método de Sullivan. **Caderno de Saúde Pública**. v.21, Sup:S7-S18, Rio de Janeiro, 2005.

SANTOS, J.D., SILVA, Z.C.S., **MÉTODOS NUMÉRICOS** – RECIFE, Ed. Universitária da UFPE, 2006.

SCHOEN, R. **Modeling Multigroup Populations**. New York, 1987. 308p.

SCHRAMM, J.M.A., OLIVEIRA, A.F., LEITE, I.C., VALENTE, J.G., GADELHA, A.M.J., PORTELA, M.C., CAMPOS, M.R. Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. **Ciência e Saúde Coletiva**, v.9, n.4, p.897-908, 2004

SIEGEL, S.A., LAMB, V.L.. Health Demography. In: SIEGEL, J.S., SWANSON, D.A. **The Methods and Materials of Demography**: Califórnia. 2004.

SULLIVAN, D., F. A Single Index of Mortality and Morbidity. **HSMHA Health Reports**. v.86, n. 4, abr. 1971.

UNITED NATIONS. World Mortality Report 2007. **Department of Economic and Social Affairs, Population Division**. United Nations. New York, 2011a.

VALLIN, J., MESLE, F. Convergence and divergence in mortality. A new approach to health transition. **Demographic Research**. v.16, p.11-44, 2004.

WAIMANN, T.A., LIU, K. Disability trends among elderly persons and implications for the future. **Journal os Gerontology: Social Sciences**. v.55b, n.5. p.298-307. 2000.

WAJNMAN, S. **A ocupação na perspectiva de ciclo de vida**: uma aplicação do modelo de incrementos e decrementos ao caso brasileiro. 1995. 115f. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1995.

## ANEXOS

TABELA A1 – Tábua completa de mortalidade, homens, 2001, Brasil

(continua)

Idade	${}_nq_x$ (por mil)	${}_nd_x$	$l_x$	${}_nL_x$	$T_x$	$e_x$
0	33.1100	3,311	100,000	97,149	6,702,454	67.0
1	3.0805	298	96,689	96,540	6,605,305	68.3
2	1.7732	171	96,391	96,306	6,508,765	67.5
3	1.3296	128	96,220	96,156	6,412,459	66.6
4	1.0818	104	96,092	96,040	6,316,303	65.7
5	0.8226	79	95,988	95,949	6,220,263	64.8
6	0.5961	57	95,909	95,880	6,124,314	63.9
7	0.4275	41	95,852	95,831	6,028,434	62.9
8	0.3338	32	95,811	95,795	5,932,602	61.9
9	0.2715	26	95,779	95,766	5,836,808	60.9
10	0.2715	26	95,753	95,740	5,741,042	60.0
11	0.3550	34	95,727	95,710	5,645,302	59.0
12	0.4805	46	95,693	95,670	5,549,592	58.0
13	0.6921	66	95,647	95,614	5,453,922	57.0
14	0.9841	94	95,581	95,534	5,358,308	56.1
15	1.3148	126	95,487	95,424	5,262,774	55.1
16	1.6576	158	95,361	95,282	5,167,350	54.2
17	1.9824	189	95,203	95,109	5,072,068	53.3
18	2.2679	215	95,014	94,907	4,976,960	52.4
19	2.5181	239	94,799	94,679	4,882,053	51.5
20	2.7739	262	94,560	94,429	4,787,374	50.6
21	3.0256	285	94,298	94,155	4,692,945	49.8
22	3.2173	302	94,013	93,861	4,598,789	48.9
23	3.3304	312	93,710	93,554	4,504,928	48.1
24	3.3846	316	93,398	93,240	4,411,374	47.2
25	3.4141	318	93,082	92,923	4,318,134	46.4
26	3.4505	320	92,764	92,604	4,225,211	45.5
27	3.4998	324	92,444	92,282	4,132,607	44.7
28	3.5763	329	92,120	91,956	4,040,325	43.9
29	3.6752	337	91,791	91,622	3,948,369	43.0
30	3.7802	346	91,454	91,281	3,856,747	42.2
31	3.8836	354	91,108	90,931	3,765,466	41.3
32	3.9946	363	90,754	90,573	3,674,535	40.5
33	4.1141	372	90,392	90,206	3,583,962	39.6
34	4.2453	382	90,020	89,829	3,493,756	38.8
35	4.3894	393	89,638	89,441	3,403,928	38.0
36	4.5533	406	89,244	89,041	3,314,487	37.1
37	4.7454	422	88,838	88,627	3,225,446	36.3

Fonte: IBGE



**TABELA A2 – Tábua completa de mortalidade, homens, 2001, Brasil**

(fim)

38	4.9713	440	88,416	88,196	3,136,819	35.5
39	5.2291	460	87,977	87,747	3,048,623	34.7
40	5.5087	482	87,517	87,276	2,960,876	33.8
41	5.8101	506	87,035	86,782	2,873,600	33.0
42	6.1444	532	86,529	86,263	2,786,819	32.2
43	6.5145	560	85,997	85,717	2,700,556	31.4
44	6.9175	591	85,437	85,141	2,614,839	30.6
45	7.3622	625	84,846	84,534	2,529,697	29.8
46	7.8329	660	84,221	83,891	2,445,164	29.0
47	8.3024	694	83,562	83,215	2,361,272	28.3
48	8.7588	726	82,868	82,505	2,278,058	27.5
49	9.2201	757	82,142	81,763	2,195,553	26.7
50	9.6972	789	81,385	80,990	2,113,789	26.0
51	10.2340	825	80,595	80,183	2,032,799	25.2
52	10.8760	868	79,771	79,337	1,952,616	24.5
53	11.6547	920	78,903	78,443	1,873,280	23.7
54	12.5496	979	77,983	77,494	1,794,836	23.0
55	13.5271	1,042	77,005	76,484	1,717,342	22.3
56	14.5432	1,105	75,963	75,411	1,640,858	21.6
57	15.5816	1,166	74,858	74,275	1,565,448	20.9
58	16.6214	1,225	73,692	73,080	1,491,172	20.2
59	17.6833	1,281	72,467	71,826	1,418,093	19.6
60	18.8100	1,339	71,186	70,516	1,346,267	18.9
61	20.0374	1,400	69,847	69,147	1,275,750	18.3
62	21.3693	1,463	68,447	67,716	1,206,604	17.6
63	22.8263	1,529	66,984	66,220	1,138,888	17.0
64	24.4163	1,598	65,455	64,656	1,072,668	16.4
65	26.0907	1,666	63,857	63,024	1,008,012	15.8
66	27.8919	1,735	62,191	61,324	944,987	15.2
67	29.9367	1,810	60,457	59,552	883,664	14.6
68	32.2895	1,894	58,647	57,700	824,112	14.1
69	34.9282	1,982	56,753	55,762	766,412	13.5
70	37.7975	2,070	54,771	53,736	710,650	13.0
71	40.8296	2,152	52,700	51,625	656,915	12.5
72	44.0103	2,225	50,549	49,436	605,290	12.0
73	47.3043	2,286	48,324	47,181	555,854	11.5
74	50.7410	2,336	46,038	44,870	508,673	11.0
75	54.4094	2,378	43,702	42,513	463,802	10.6
76	58.3653	2,412	41,324	40,118	421,289	10.2
77	62.5865	2,435	38,912	37,695	381,171	9.8
78	67.0951	2,447	36,477	35,253	343,476	9.4
79	71.9228	2,448	34,030	32,805	308,223	9.1
80	1000.0000	31,580	31,580	275,418	275,418	8.7

Fonte: IBGE

TABELA A3 – Tábua completa de mortalidade, mulheres, 2001, Brasil

(continua)

Idade	${}_nq_x$ (por mil)	${}_nd_x$	$l_x$	${}_nL_x$	$T_x$	$e_x$
0	25.1700	2,517	100,000	97,803	7,465,347	74.7
1	3.0805	259	97,483	97,353	7,367,544	75.6
2	1.7732	131	97,224	97,158	7,270,190	74.8
3	1.3296	93	97,093	97,046	7,173,032	73.9
4	1.0818	65	97,000	96,961	7,075,986	72.9
5	0.8226	47	96,923	96,899	6,979,024	72.0
6	0.5961	37	96,876	96,857	6,882,125	71.0
7	0.4275	28	96,839	96,825	6,785,268	70.1
8	0.3338	23	96,811	96,799	6,688,443	69.1
9	0.2715	20	96,788	96,778	6,591,643	68.1
10	0.2715	20	96,768	96,758	6,494,865	67.1
11	0.3550	23	96,748	96,736	6,398,107	66.1
12	0.4805	28	96,725	96,711	6,301,371	65.1
13	0.6921	36	96,697	96,679	6,204,660	64.2
14	0.9841	41	96,661	96,640	6,107,981	63.2
15	1.3148	47	96,620	96,596	6,011,341	62.2
16	1.6576	54	96,572	96,545	5,914,745	61.2
17	1.9824	59	96,519	96,489	5,818,200	60.3
18	2.2679	63	96,460	96,428	5,721,710	59.3
19	2.5181	66	96,396	96,363	5,625,282	58.4
20	2.7739	69	96,331	96,296	5,528,919	57.4
21	3.0256	72	96,262	96,225	5,432,623	56.4
22	3.2173	76	96,189	96,151	5,336,397	55.5
23	3.3304	80	96,113	96,073	5,240,246	54.5
24	3.3846	85	96,033	95,991	5,144,173	53.6
25	3.4141	89	95,948	95,904	5,048,183	52.6
26	3.4505	94	95,859	95,812	4,952,279	51.7
27	3.4998	100	95,765	95,715	4,856,468	50.7
28	3.5763	106	95,665	95,612	4,760,753	49.8
29	3.6752	112	95,559	95,503	4,665,141	48.8
30	3.7802	120	95,447	95,387	4,569,638	47.9
31	3.8836	127	95,327	95,264	4,474,251	46.9
32	3.9946	136	95,200	95,132	4,378,988	46.0
33	4.1141	144	95,064	94,992	4,283,856	45.1
34	4.2453	152	94,921	94,844	4,188,863	44.1
35	4.3894	162	94,768	94,687	4,094,019	43.2
36	4.5533	172	94,607	94,521	3,999,331	42.3
37	4.7454	185	94,435	94,342	3,904,811	41.3

Fonte: IBGE

**TABELA A4 – Tábua completa de mortalidade, mulheres, 2001, Brasil**

(fim)

38	4.9713	200	94,250	94,150	3,810,469	40.4
39	5.2291	217	94,050	93,941	3,716,319	39.5
40	5.5087	236	93,832	93,714	3,622,378	38.6
41	5.8101	256	93,596	93,468	3,528,663	37.7
42	6.1444	277	93,340	93,201	3,435,195	36.8
43	6.5145	299	93,062	92,913	3,341,994	35.9
44	6.9175	322	92,763	92,602	3,249,082	35.0
45	7.3622	346	92,441	92,268	3,156,479	34.1
46	7.8329	372	92,095	91,909	3,064,211	33.3
47	8.3024	400	91,723	91,523	2,972,302	32.4
48	8.7588	428	91,323	91,109	2,880,779	31.5
49	9.2201	458	90,895	90,666	2,789,671	30.7
50	9.6972	490	90,437	90,192	2,699,005	29.8
51	10.2340	525	89,947	89,684	2,608,813	29.0
52	10.8760	562	89,422	89,141	2,519,129	28.2
53	11.6547	601	88,860	88,560	2,429,988	27.3
54	12.5496	644	88,259	87,937	2,341,428	26.5
55	13.5271	688	87,615	87,271	2,253,491	25.7
56	14.5432	737	86,927	86,559	2,166,220	24.9
57	15.5816	789	86,190	85,796	2,079,661	24.1
58	16.6214	847	85,401	84,978	1,993,865	23.3
59	17.6833	910	84,554	84,099	1,908,888	22.6
60	18.8100	977	83,644	83,156	1,824,789	21.8
61	20.0374	1,047	82,667	82,144	1,741,633	21.1
62	21.3693	1,118	81,620	81,061	1,659,489	20.3
63	22.8263	1,190	80,502	79,907	1,578,428	19.6
64	24.4163	1,263	79,313	78,681	1,498,521	18.9
65	26.0907	1,338	78,050	77,381	1,419,839	18.2
66	27.8919	1,418	76,712	76,003	1,342,459	17.5
67	29.9367	1,507	75,294	74,540	1,266,456	16.8
68	32.2895	1,606	73,787	72,984	1,191,916	16.2
69	34.9282	1,713	72,181	71,325	1,118,932	15.5
70	37.7975	1,822	70,468	69,557	1,047,607	14.9
71	40.8296	1,931	68,646	67,681	978,050	14.2
72	44.0103	2,043	66,716	65,694	910,369	13.6
73	47.3043	2,160	64,672	63,592	844,675	13.1
74	50.7410	2,277	62,513	61,374	781,082	12.5
75	54.4094	2,390	60,236	59,041	719,708	11.9
76	58.3653	2,498	57,846	56,597	660,667	11.4
77	62.5865	2,601	55,348	54,047	604,070	10.9
78	67.0951	2,699	52,747	51,397	550,023	10.4
79	71.9228	2,789	50,047	48,659	498,626	10.0
80	1000.0000	47,270	47,270	449,967	449,967	9.5

Fonte: IBGE

TABELA A5 – Tábua completa de mortalidade, homens, 2006, Brasil

(continua)

Idade	$nq_x$ (por mil)	$nd_x$	$l_x$	$nL_x$	$T_x$	$e_x$
0	28.6200	2,862	100,000	97,519	6,850,453	68.5
1	2.5428	247	97,138	96,968	6,752,934	69.5
2	1.4773	143	96,799	96,733	6,655,966	68.8
3	1.1069	107	96,667	96,632	6,559,232	67.9
4	0.9006	87	96,597	96,576	6,462,600	66.9
5	0.6214	60	96,554	96,524	6,366,024	65.9
6	0.4664	45	96,494	96,472	6,269,500	65.0
7	0.3525	34	96,449	96,432	6,173,029	64.0
8	0.3112	30	96,415	96,400	6,076,597	63.0
9	0.3113	30	96,385	96,370	5,980,197	62.0
10	0.3217	31	96,355	96,340	5,883,827	61.1
11	0.3322	32	96,324	96,308	5,787,487	60.1
12	0.3739	36	96,292	96,274	5,691,179	59.1
13	0.5714	55	96,256	96,229	5,594,905	58.1
14	0.7796	75	96,201	96,164	5,498,677	57.2
15	1.1723	113	96,126	96,070	5,402,513	56.2
16	1.4813	142	96,013	95,942	5,306,444	55.3
17	1.7732	170	95,871	95,786	5,210,501	54.3
18	2.0285	194	95,701	95,604	5,114,715	53.4
19	2.2507	215	95,507	95,399	5,019,111	52.6
20	2.4781	236	95,292	95,174	4,923,712	51.7
21	2.7006	257	95,056	94,928	4,828,538	50.8
22	2.8650	272	94,799	94,663	4,733,610	49.9
23	2.9535	279	94,528	94,388	4,638,947	49.1
24	2.9854	281	94,248	94,108	4,544,559	48.2
25	2.9943	281	93,967	93,826	4,450,451	47.4
26	3.0110	282	93,686	93,545	4,356,625	46.5
27	3.0409	284	93,404	93,262	4,263,081	45.6
28	3.0981	288	93,120	92,975	4,169,819	44.8
29	3.1780	295	92,831	92,684	4,076,844	43.9
30	3.2636	302	92,536	92,385	3,984,160	43.1
31	3.3495	309	92,234	92,080	3,891,775	42.2
32	3.4490	317	91,925	91,767	3,799,696	41.3
33	3.5646	327	91,608	91,445	3,707,929	40.5
34	3.6971	337	91,281	91,113	3,616,484	39.6
35	3.8375	349	90,944	90,770	3,525,372	38.8
36	3.9958	362	90,595	90,414	3,434,602	37.9
37	4.1892	378	90,233	90,044	3,344,188	37.1

Fonte: IBGE

**TABELA A6 – Tábua completa de mortalidade, homens, 2006, Brasil**

(fim)

38	4.3960	395	89,855	89,658	3,254,144	36.2
39	4.6278	414	89,460	89,253	3,164,487	35.4
40	4.8899	435	89,046	88,828	3,075,234	34.5
41	5.1649	458	88,611	88,382	2,986,405	33.7
42	5.4752	483	88,153	87,912	2,898,024	32.9
43	5.8259	511	87,670	87,415	2,810,112	32.1
44	6.2127	541	87,159	86,889	2,722,697	31.2
45	6.6407	575	86,618	86,330	2,635,808	30.4
46	7.0933	610	86,043	85,738	2,549,478	29.6
47	7.5461	645	85,432	85,110	2,463,740	28.8
48	7.9878	677	84,788	84,449	2,378,630	28.1
49	8.4355	710	84,111	83,756	2,294,181	27.3
50	8.8995	742	83,401	83,030	2,210,425	26.5
51	9.4215	779	82,659	82,269	2,127,396	25.7
52	10.0448	822	81,880	81,469	2,045,126	25.0
53	10.7988	875	81,058	80,620	1,963,657	24.2
54	11.6636	935	80,182	79,715	1,883,037	23.5
55	12.6097	999	79,247	78,747	1,803,323	22.8
56	13.5926	1,064	78,248	77,716	1,724,575	22.0
57	14.5918	1,126	77,184	76,621	1,646,860	21.3
58	15.5851	1,185	76,058	75,465	1,570,239	20.6
59	16.5951	1,243	74,873	74,251	1,494,773	20.0
60	17.6667	1,301	73,630	72,980	1,420,522	19.3
61	18.8393	1,363	72,329	71,648	1,347,543	18.6
62	20.1199	1,428	70,967	70,253	1,275,895	18.0
63	21.5315	1,497	69,539	68,790	1,205,642	17.3
64	23.0808	1,570	68,041	67,256	1,136,852	16.7
65	24.7160	1,643	66,471	65,650	1,069,596	16.1
66	26.4776	1,716	64,828	63,970	1,003,946	15.5
67	28.4836	1,798	63,112	62,213	939,976	14.9
68	30.7976	1,888	61,314	60,370	877,763	14.3
69	33.3971	1,985	59,426	58,433	817,394	13.8
70	36.2234	2,081	57,441	56,401	758,960	13.2
71	39.2128	2,171	55,360	54,275	702,560	12.7
72	42.3608	2,253	53,189	52,063	648,285	12.2
73	45.6389	2,325	50,936	49,774	596,222	11.7
74	49.0754	2,386	48,612	47,419	546,448	11.2
75	52.7478	2,438	46,226	45,007	499,029	10.8
76	56.7089	2,483	43,788	42,546	454,022	10.4
77	60.9482	2,517	41,305	40,046	411,476	10.0
78	65.4925	2,540	38,787	37,517	371,430	9.6
79	70.3739	2,551	36,247	34,971	333,913	9.2
80	1.0000	33,696	33,696	298,942	298,942	8.9

Fonte: IBGE

TABELA A7 – Tábua completa de mortalidade, mulheres, 2006, Brasil

(continua)

Idade	${}_nq_x$ (por mil)	${}_nd_x$	$l_x$	${}_nL_x$	$T_x$	$e_x$
0	21.0100	2,101	100,000	98,153	7,612,844	76.1
1	2.0429	200	97,899	97,773	7,514,691	76.8
2	1.0343	101	97,647	97,598	7,416,918	76.0
3	0.7381	72	97,549	97,523	7,319,320	75.0
4	0.4999	49	97,497	97,481	7,221,796	74.1
5	0.3385	33	97,465	97,449	7,124,315	73.1
6	0.3054	30	97,432	97,417	7,026,867	72.1
7	0.2757	27	97,402	97,389	6,929,449	71.1
8	0.2516	25	97,375	97,363	6,832,061	70.2
9	0.2353	23	97,351	97,339	6,734,698	69.2
10	0.2291	22	97,328	97,317	6,637,358	68.2
11	0.2352	23	97,306	97,294	6,540,041	67.2
12	0.2552	25	97,283	97,270	6,442,747	66.2
13	0.2898	28	97,258	97,244	6,345,477	65.2
14	0.3374	33	97,230	97,213	6,248,233	64.3
15	0.3932	38	97,197	97,178	6,151,019	63.3
16	0.4503	44	97,159	97,137	6,053,841	62.3
17	0.5005	49	97,115	97,091	5,956,704	61.3
18	0.5387	52	97,066	97,040	5,859,614	60.4
19	0.5683	55	97,014	96,987	5,762,573	59.4
20	0.5985	58	96,959	96,930	5,665,587	58.4
21	0.6336	61	96,901	96,870	5,568,657	57.5
22	0.6696	65	96,840	96,807	5,471,787	56.5
23	0.7074	68	96,775	96,740	5,374,979	55.5
24	0.7473	72	96,706	96,670	5,278,239	54.6
25	0.7898	76	96,634	96,596	5,181,569	53.6
26	0.8351	81	96,558	96,517	5,084,973	52.7
27	0.8837	85	96,477	96,434	4,988,456	51.7
28	0.9359	90	96,392	96,347	4,892,021	50.8
29	0.9925	96	96,302	96,254	4,795,675	49.8
30	1.0562	102	96,206	96,155	4,699,421	48.8
31	1.1342	109	96,104	96,050	4,603,266	47.9
32	1.2084	116	95,995	95,937	4,507,216	47.0
33	1.3037	125	95,879	95,817	4,411,278	46.0
34	1.3681	131	95,754	95,689	4,315,461	45.1
35	1.4745	141	95,623	95,553	4,219,772	44.1
36	1.5814	151	95,482	95,407	4,124,220	43.2
37	1.6888	161	95,331	95,251	4,028,813	42.3

Fonte: IBGE

**TABELA A8 – Tábua completa de mortalidade, mulheres, 2006, Brasil**

(fim)

38	1.8493	176	95,170	95,082	3,933,562	41.3
39	2.0212	192	94,994	94,898	3,838,479	40.4
40	2.1940	208	94,802	94,698	3,743,581	39.5
41	2.3848	226	94,594	94,482	3,648,883	38.6
42	2.5953	245	94,369	94,246	3,554,401	37.7
43	2.8160	265	94,124	93,991	3,460,155	36.8
44	3.0493	286	93,859	93,716	3,366,163	35.9
45	3.3020	309	93,573	93,418	3,272,448	35.0
46	3.5757	333	93,264	93,097	3,179,029	34.1
47	3.8661	359	92,930	92,751	3,085,933	33.2
48	4.1733	386	92,571	92,378	2,993,182	32.3
49	4.5011	415	92,185	91,977	2,900,804	31.5
50	4.8563	446	91,770	91,547	2,808,827	30.6
51	5.2424	479	91,324	91,085	2,717,280	29.8
52	5.6585	514	90,845	90,588	2,626,196	28.9
53	6.1071	552	90,331	90,055	2,535,608	28.1
54	6.5926	592	89,780	89,484	2,445,552	27.2
55	7.1155	635	89,188	88,870	2,356,069	26.4
56	7.6854	681	88,553	88,213	2,267,198	25.6
57	8.3163	731	87,872	87,507	2,178,986	24.8
58	9.0175	786	87,142	86,749	2,091,479	24.0
59	9.7880	845	86,356	85,933	2,004,730	23.2
60	10.6313	909	85,511	85,056	1,918,797	22.4
61	11.5381	976	84,602	84,113	1,833,741	21.7
62	12.4980	1,045	83,625	83,103	1,749,627	20.9
63	13.5076	1,115	82,580	82,023	1,666,524	20.2
64	14.5849	1,188	81,465	80,871	1,584,502	19.5
65	15.7373	1,263	80,277	79,645	1,503,631	18.7
66	17.0076	1,344	79,013	78,341	1,423,986	18.0
67	18.4493	1,433	77,669	76,953	1,345,645	17.3
68	20.1018	1,532	76,237	75,470	1,268,692	16.6
69	21.9588	1,640	74,704	73,884	1,193,221	16.0
70	23.9611	1,751	73,064	72,188	1,119,338	15.3
71	26.1123	1,862	71,313	70,382	1,047,149	14.7
72	28.4932	1,979	69,451	68,461	976,767	14.1
73	31.1403	2,101	67,472	66,421	908,306	13.5
74	34.0550	2,226	65,371	64,258	841,885	12.9
75	37.1934	2,349	63,145	61,970	777,627	12.3
76	40.5670	2,466	60,796	59,563	715,657	11.8
77	44.2586	2,582	58,330	57,039	656,094	11.2
78	48.3162	2,694	55,748	54,401	599,055	10.7
79	52.7568	2,799	53,055	51,661	544,653	10.3
80	1.0000	50,268	50,268	492,992	492,992	9.8

Fonte: IBGE

**TABELA A9 – Tabela de vida multi-estado baseada na população, homens, 1998-2003, Brasil**

Idade (x)	n	Número de Sobreviventes			Pessoas-anos vividos			Número de indivíduos que moveram do estado i para o estado j ( $n d_x^{ij}$ )						Pessoas-anos vividos acima da idade x			Expectativa de vida		
		$l_x^{Total}$	$l_x^{Incapacitado}$	$l_x^{Ativo}$	$n l_x^{Total}$	$n l_x^{Incapacitado}$	$n l_x^{Ativo}$	$n d_x^{II}$	$n d_x^{IA}$	$n d_x^{IM}$	$n d_x^{AI}$	$n d_x^{AA}$	$n d_x^{AM}$	$T_x^{Total}$	$T_x^{Incapacitado}$	$T_x^{Ativo}$	Total	Com Incapacidade	Ativa
65	5	100,000	11,441	88,559	463,079	54,466	88,559	400	8,009	3,032	9,945	66,878	11,736	1,531,644	298,354	1,233,290	15.15	2.89	12.26
70	5	85,231	10,345	74,886	383,998	55,779	74,886	1,948	4,908	3,489	10,018	51,493	13,375	1,068,565	243,888	824,677	12.35	2.76	9.59
75	5	68,368	11,966	56,401	296,090	60,129	56,401	3,097	3,848	5,022	8,988	34,136	13,277	684,568	188,110	496,458	9.77	2.62	7.16
80	5	50,068	12,085	37,983	206,237	56,487	37,983	3,299	2,633	6,153	7,211	19,283	11,489	388,477	127,981	260,497	7.43	2.38	5.06
85	5	32,427	10,510	21,917	123,500	44,352	21,917	2,275	1,552	6,683	4,956	8,190	8,770	182,240	71,494	110,746	5.12	1.93	3.19
90	5	16,974	7,231	9,742	42,434	18,078	9,742	1,001	724	5,506	2,625	2,173	4,945	58,740	27,142	31,598	2.50	1.07	1.43
95	5	6,522	3,626	2,897	16,306	9,064	2,897	-	-	-	-	-	-	16,306	9,064	7,242	-	-	-

Fonte de dados básicos: IBGE – PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábua de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA A10 – Tabela de vida multi-estado baseada na população, mulheres, 1998-2003, Brasil**

Idade (x)	n	Número de Sobreviventes			Pessoas-anos vividos			Número de indivíduos que moveram do estado i para o estado j ( $n d_x^{ij}$ )						Pessoas-anos vividos acima da idade x			Expectativa de vida		
		$l_x^{Total}$	$l_x^{Incapacitado}$	$l_x^{Ativo}$	$n l_x^{Total}$	$n l_x^{Incapacitado}$	$n l_x^{Ativo}$	$n d_x^{II}$	$n d_x^{IA}$	$n d_x^{IM}$	$n d_x^{AI}$	$n d_x^{AA}$	$n d_x^{AM}$	$T_x^{Total}$	$T_x^{Incapacitado}$	$T_x^{Ativo}$	Total	Com Incapacidade	Ativa
65	5	100,000	12,882	87,118	475,956	72,755	403,201	9,399	1,288	2,195	6,821	72,874	7,422	1,738,766	450,049	1,288,717	17.18	4.38	12.80
70	5	90,382	16,220	74,162	418,754	86,643	332,111	10,584	1,614	4,023	7,854	57,068	9,241	1,262,810	377,294	885,516	13.74	4.04	9.70
75	5	77,119	18,437	58,682	342,809	92,208	250,602	10,048	1,825	6,564	8,397	39,733	10,551	844,056	290,651	553,405	10.68	3.61	7.06
80	5	60,004	18,446	41,559	250,199	84,544	165,655	7,330	1,817	9,298	8,042	22,886	10,631	501,247	198,443	302,804	8.01	3.11	4.90
85	5	40,075	15,372	24,703	154,942	64,276	90,666	3,878	1,506	9,987	6,460	10,057	8,187	251,048	113,899	137,149	5.75	2.55	3.20
90	5	21,901	10,338	11,563	75,430	37,735	37,695	667	1,008	8,663	4,089	2,507	4,968	96,106	49,623	46,482	3.44	1.72	1.72
95	5	8,270	4,756	3,515	20,676	11,889	8,787	-	-	-	-	-	-	20,676	11,889	8,787	-	-	-

Fonte de dados básicos: IBGE – PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábua de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA A11 – Tabela de vida multi-estado baseada na população, ambos os sexos, 1998-2003, Brasil**

Idade (x)	n	Número de Sobreviventes			Pessoas-anos vividos			Número de indivíduos que moveram do estado i para o estado j ( $n d_x^{ij}$ )						Pessoas-anos vividos acima da idade x			Expectativa de vida		
		$l_x^{Total}$	$l_x^{Incapacitado}$	$l_x^{Ativo}$	$n l_x^{Total}$	$n l_x^{Incapacitado}$	$n l_x^{Ativo}$	$n d_x^{II}$	$n d_x^{IA}$	$n d_x^{IM}$	$n d_x^{AI}$	$n d_x^{AA}$	$n d_x^{AM}$	$T_x^{Total}$	$T_x^{Incapacitado}$	$T_x^{Ativo}$	Total	Com Incapacidade	Ativa
65	5	100,000	12,241	87,759	469,500	66,927	402,573	8,325	1,255	2,661	6,205	72,016	9,539	1,637,404	390,060	1,247,344	16.19	3.79	12.39
70	5	87,800	14,530	73,270	400,746	75,981	324,765	8,718	1,482	4,330	7,145	55,154	10,972	1,167,904	323,133	844,770	13.09	3.56	9.53
75	5	72,498	15,863	56,636	317,827	78,396	239,430	7,879	1,610	6,374	7,617	37,527	11,493	767,157	247,152	520,005	10.33	3.26	7.06
80	5	54,632	15,496	39,136	226,298	71,178	155,120	5,716	1,565	8,215	7,259	21,347	10,530	449,331	168,756	280,575	7.89	2.89	4.99
85	5	35,887	12,975	22,912	137,888	54,412	83,476	2,928	1,304	8,743	5,861	9,175	7,875	223,033	97,578	125,455	5.70	2.42	3.28
90	5	19,268	8,790	10,479	66,658	32,570	34,088	541	879	7,370	3,697	2,278	4,504	85,145	43,166	41,979	3.46	1.69	1.77
95	5	7,395	4,238	3,156	18,487	10,596	7,891	-	-	-	-	-	-	18,487	10,596	7,891	-	-	-

Fonte de dados básicos: IBGE – PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábua de Mortalidade de 2001 e 2006



**TABELA A12 – Tabela de vida multi-estado baseada na população, homens, 2003-2008, Brasil**

Idade (x)	n	Número de Sobreviventes			Pessoas-anos vividos			Número de indivíduos que moveram do estado <i>i</i> para o estado <i>j</i> ( ${}_n d_x^{ij}$ )						Pessoas-anos vividos acima da idade x			Expectativa de vida		
		$l_x$ Total	$l_x$ Incapacitado	$l_x$ Ativo	$nL_x$ Total	$nL_x$ Incapacitado	$nL_x$ Ativo	${}_n d_x^{II}$	${}_n d_x^{IA}$	${}_n d_x^{IM}$	${}_n d_x^{AI}$	${}_n d_x^{AA}$	${}_n d_x^{AM}$	$T_x$ Total	$T_x$ Incapacitado	$T_x$ Ativo	Total	Com Incapacidade	Ativa
65	5	100,000	10,001	89,999	464,212	56,664	407,548	6,337	1,025	2,639	6,327	71,995	11,676	1,547,779	334,005	1,213,775	15.32	3.26	12.07
70	5	85,685	12,664	73,021	386,333	66,726	319,607	6,999	1,292	4,374	7,027	53,531	12,463	1,083,567	277,340	806,227	12.47	3.14	9.33
75	5	68,848	14,026	54,822	297,624	68,777	228,847	6,263	1,423	6,339	7,222	35,293	12,307	697,234	210,614	486,620	9.90	2.94	6.97
80	5	50,202	13,485	36,717	205,834	61,425	144,409	4,464	1,362	7,659	6,621	19,685	10,410	399,610	141,837	257,773	7.65	2.66	5.00
85	5	32,132	11,085	21,047	121,600	45,624	75,976	1,969	1,114	8,002	5,195	8,230	7,622	193,776	80,412	113,364	5.55	2.24	3.31
90	5	16,508	7,165	9,343	56,723	26,350	30,373	218	716	6,231	3,157	2,090	4,097	72,175	34,788	37,388	3.44	1.60	1.84
95	5	6,181	3,375	2,806	15,453	8,438	7,015	-	-	-	-	-	-	15,453	8,438	7,015	-	-	-

Fonte de dados básicos: IBGE – PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA A13 – Tabela de vida multi-estado baseada na população, mulheres, 2003-2008, Brasil**

Idade (x)	n	Número de Sobreviventes			Pessoas-anos vividos			Número de indivíduos que moveram do estado <i>i</i> para o estado <i>j</i> ( ${}_n d_x^{ij}$ )						Pessoas-anos vividos acima da idade x			Expectativa de vida		
		$l_x$ Total	$l_x$ Incapacitado	$l_x$ Ativo	$nL_x$ Total	$nL_x$ Incapacitado	$nL_x$ Ativo	${}_n d_x^{II}$	${}_n d_x^{IA}$	${}_n d_x^{IM}$	${}_n d_x^{AI}$	${}_n d_x^{AA}$	${}_n d_x^{AM}$	$T_x$ Total	$T_x$ Incapacitado	$T_x$ Ativo	Total	Com Incapacidade	Ativa
65	5	100,000	13,113	86,887	477,363	67,783	409,579	1,784	9,179	2,150	12,216	67,766	6,905	1,758,289	483,005	1,275,284	17.38	4.70	12.68
70	5	90,945	14,000	76,945	423,307	82,272	341,034	6,137	4,445	3,418	12,772	55,023	9,150	1,280,926	415,221	865,704	13.86	4.42	9.44
75	5	78,378	18,909	59,469	349,371	100,127	249,244	9,489	2,724	6,697	11,654	37,505	10,310	857,619	332,949	524,670	10.68	4.08	6.60
80	5	61,371	21,142	40,229	255,747	99,128	156,619	9,202	1,381	10,559	9,307	21,038	9,884	508,248	232,822	275,426	7.95	3.58	4.37
85	5	40,928	18,509	22,419	156,923	76,637	80,285	6,023	549	11,937	6,123	9,146	7,149	252,501	133,694	118,807	5.67	2.94	2.73
90	5	21,841	12,146	9,695	75,090	43,711	31,380	2,212	163	9,771	3,126	2,693	3,876	95,578	57,056	38,521	3.44	2.00	1.44
95	5	8,195	5,338	2,857	20,488	13,346	7,142	-	-	-	-	-	-	20,488	13,346	7,142	-	-	-

Fonte de dados básicos: IBGE – PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006

**TABELA A14 – Tabela de vida multi-estado baseada na população, ambos os sexos, 2003-2008, Brasil**

Idade (x)	n	Número de Sobreviventes			Pessoas-anos vividos			Número de indivíduos que moveram do estado <i>i</i> para o estado <i>j</i> ( ${}_n d_x^{ij}$ )						Pessoas-anos vividos acima da idade x			Expectativa de vida		
		$l_x$ Total	$l_x$ Incapacitado	$l_x$ Ativo	$nL_x$ Total	$nL_x$ Incapacitado	$nL_x$ Ativo	${}_n d_x^{II}$	${}_n d_x^{IA}$	${}_n d_x^{IM}$	${}_n d_x^{AI}$	${}_n d_x^{AA}$	${}_n d_x^{AM}$	$T_x$ Total	$T_x$ Incapacitado	$T_x$ Ativo	Total	Com Incapacidade	Ativa
65	5	100,000	11,721	88,279	470,787	60,279	410,509	1,064	8,205	2,452	11,326	67,720	9,233	1,650,564	409,944	1,240,620	16.33	3.99	12.34
70	5	88,315	12,391	75,924	405,056	71,464	333,592	4,474	4,335	3,581	11,721	53,177	11,026	1,179,777	349,666	830,111	13.16	3.83	9.33
75	5	73,708	16,195	57,513	323,837	84,600	239,237	6,962	2,832	6,401	10,683	35,350	11,480	774,720	278,201	496,519	10.27	3.62	6.65
80	5	55,827	17,645	38,182	230,515	82,531	147,985	6,834	1,542	9,269	8,533	19,469	10,180	450,883	193,601	257,282	7.76	3.27	4.50
85	5	36,379	15,367	21,011	138,261	63,579	74,682	4,414	671	10,282	5,650	8,190	7,171	220,368	111,071	109,297	5.58	2.75	2.83
90	5	18,926	10,064	8,861	64,710	36,326	28,384	1,599	220	8,245	2,867	2,272	3,722	82,106	47,492	34,615	3.42	1.92	1.50
95	5	6,958	4,466	2,492	17,396	11,166	6,230	-	-	-	-	-	-	17,396	11,166	6,230	-	-	-

Fonte de dados básicos: IBGE – PNADs de 1998, 2003 e 2008 e Tábuas de Mortalidade de 2001 e 2006