

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

Marília R. Nepomuceno\*

Cássio M. Turra♦

Palavras-Chave: compressão da morbidade, incapacidade funcional, expectativa de vida saudável condicionada

## **RESUMO**

O aumento do número de anos de vida nas idades mais avançadas motiva a preocupação acerca da qualidade dos anos vividos, em especial do número de anos adicionados que são saudáveis. Diante disso, este trabalho tem como objetivo estimar a expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros entre 1998-2003 e 2003-2008. A técnica utilizada para o cálculo da expectativa de vida saudável é a intercensitária, desenvolvida por Guillot & Yu (2009), que permite estimar, na ausência de dados longitudinais, a expectativa de vida saudável não condicionada e condicionada ao estado de saúde corrente do indivíduo. As informações necessárias para a aplicação da técnica foram obtidas a partir da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) dos anos de 1998, 2003 e 2008, e das Tábuas de Mortalidade elaboradas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para os anos de 2001 e 2006. A definição dos estados de saúde se baseia na incapacidade para realizar as Atividades de Vida Diária (AVD). Os resultados sugerem um processo de extensão 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. Observou-se também que o tempo médio a ser vivido por um idoso varia substantivamente em relação ao seu estado de saúde inicial. Como esperado, idosos ativos esperam viver um tempo de vida mais longo que os idosos incapacitados. Além disso, os resultados demonstraram que a expectativa de vida ativa é maior para idosos correntemente ativos do que para idosos com incapacidade funcional.

---

\* Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, Del 23 al 26 de octubre de 2012.

\* CEDEPLAR/UFMG; [mariliare@gmail.com](mailto:mariliare@gmail.com)

♦ CEDEPLAR/UFMG; [turra@cedeplar.ufmg.br](mailto:turra@cedeplar.ufmg.br)

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

Marília R. Nepomuceno\*

Cássio M. Turra♦

## 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, 2011). 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 o sistema 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 et al., 1999).

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

---

\* Trabajo presentado en el V Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Montevideo, Uruguay, Del 23 al 26 de octubre de 2012.

\* CEDEPLAR/FACE/UFMG; [mariliare@cedepplar.ufmg.br](mailto:mariliare@cedepplar.ufmg.br)

♦ CEDEPLAR/FACE/UFMG; [turra@cedepplar.ufmg.br](mailto:turra@cedepplar.ufmg.br)

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. A terceira teoria, chamada de equilíbrio dinâmico, foi proposta por Manton (1982), e é vista como um cenário intermediário entre a compressão e a 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.

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. A definição dos estados de saúde, utilizada neste estudo, se baseia na incapacidade para realizar as Atividades de Vida Diária (AVD), uma medida de incapacidade funcional considerada de nível grave. Segundo Agree (1999), essa medida é um importante indicador do estado de saúde dos idosos. Além disso, considera tarefas simples e ao mesmo tempo vitais para o ser humano, e são menos sujeitas às influências de gênero e do contexto social no qual o indivíduo se insere, se comparadas às Atividades Instrumentais de Vida Diária (AIVD).

No Brasil, vários estudos já estimaram a expectativa de vida saudável dos idosos para diferentes períodos e segundo várias definições do estado de saúde<sup>1</sup>. No entanto, existe uma carência na literatura nacional de pesquisas que tratem da discussão acerca da compressão e da extensão da morbidade. Diante disso, um dos objetivos deste trabalho é estimar a expectativa de vida saudável dos idosos brasileiros, por sexo, entre 1998-2003 e 2003-2008, por meio da técnica intercensitária desenvolvida por Guillot & Yu (2009). 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.

---

<sup>1</sup> Baptista, 2003; Camargos et al., 2004; Camargos et al., 2005; Romero et al., 2005; Camargos et al., 2007; Camargos et al., 2008a, 2008b, 2008c; Camargos et al., 2009.

Além disso, este estudo tem como objetivo estimar a expectativa de vida saudável em estados específicos de saúde (ou condicionadas) para os idosos brasileiros, na ausência de dados longitudinais; visto que o Brasil, apesar de ter uma longa tradição na coleta de dados transversais (PNADs, POFs e censos demográficos), ainda não possui estudos de saúde longitudinais de abrangência nacional. Devido a essa carência, pouco se sabe acerca do tempo médio a ser vivido por um idoso dado seu estado de saúde corrente. Por isso, outra importante contribuição deste estudo, possibilitada pela técnica utilizada, é o cálculo das estimativas da expectativa de vida saudável condicionadas, que nos permitem observar se o tempo médio a ser vivido por um idoso varia quando se considera o seu estado de saúde inicial.

## **2. Compressão, extensão ou equilíbrio da morbidade**

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 consequências 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. 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. 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>2</sup>, estimou a expectativa de vida ativa dos idosos do município de São Paulo, em 1999, utilizando a pesquisa Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento na América Latina e no Caribe (SABE)<sup>3</sup>. A autora considerou três estados de saúde (ativo, com incapacidade moderada e com incapacidade severa<sup>4</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 et al. (2004), utilizando também os dados da SABE, avaliaram 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 et al. (2007), complementaram o estudo de Camargos et al. (2004), diferenciando a expectativa de vida saudável dos idosos paulistanos, em 2000, por nível educacional. Esses autores observaram o esperado, que a proporção do tempo vivido com incapacidade funcional diminui com o aumento do nível educacional. Para um idoso paulistano do sexo masculino, aos 60 anos, com 4 anos ou menos de estudo, a proporção da expectativa de vida total vivida

---

<sup>2</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.

<sup>3</sup> A pesquisa SABE tem como objetivo traçar as condições de vida e saúde das pessoas com 60 anos e mais das seguintes localidades: Bridgestown (Barbados), Buenos Aires (Argentina), São Paulo (Brasil), Santiago (Chile), Havana (Cuba), Cidade do México (México) e Montevideu (Uruguai).

<sup>4</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.

como ativo foi, em média, 81%, ao passo que, para um idoso nessa mesma idade, também do sexo masculino, mas com 5 anos ou mais de estudo, essa proporção foi de 91%; entre as mulheres, aos 60 anos de idade, esses percentuais foram, respectivamente, de 72% e 83%.

Romero et al. (2005), utilizando a Pesquisa Mundial de Saúde (*World Health Survey*), referente ao ano de 2003, estimaram a expectativa de vida saudável para os idosos brasileiros para diferentes medidas do estado de saúde. A primeira medida se refere à autopercepção de saúde; a segunda se baseia na presença de doenças de longo prazo e na incapacidade para realizar atividades diárias; a terceira se baseia na severidade das limitações funcionais; e a quarta se refere à presença de doenças de longo prazo ou na presença de incapacidades para realizar as atividades diárias. Os autores observaram para os homens, aos 60 anos, respectivamente, para a primeira, segunda, terceira e quarta medidas que: 79,9%, 64,5%, 78,1%, e 76,2% da expectativa de vida total são vividos com saúde; entre as mulheres esses percentuais foram respectivamente, 74,4%, 55,9%, 71,6% e 74,2%. Por esses valores, observa-se tanto para os homens quanto para as mulheres, que as maiores perdas nos anos vividos com saúde são resultado da presença de doenças de longo prazo com incapacidades para realizar as atividades de vida diárias (segunda medida); as demais medidas produzem valores que se diferem pouco.

Camargos et al. (2009), utilizando dados da PNAD de 2003 e com base na autopercepção de saúde<sup>5</sup>, também estimaram a expectativa de vida saudável para os idosos brasileiros. Os autores observaram que 44% da expectativa de vida total dos homens brasileiros, aos 60 anos, são vividos com uma autopercepção de saúde boa. Entre as mulheres esse percentual é menor, cerca de 41%.

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 et al. (2008c) estimaram a expectativa de vida ativa<sup>6</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% para 86%)

---

<sup>5</sup> Os autores consideraram com uma boa autopercepção de saúde os entrevistados que responderam “muito bom” e “bom”; ao passo que os entrevistados que responderam “regular”, “ruim”, e “muito ruim” foram classificados com uma autopercepção de saúde ruim.

<sup>6</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.

quanto para as mulheres (passou de 80% para 82%), sugerindo que ocorreram melhorias no estado funcional dos idosos brasileiros.

#### **4. Dados**

Este estudo utiliza os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Essa pesquisa, como seu próprio nome indica, é realizada por meio de uma amostra de domicílios. Trata-se de uma pesquisa com periodicidade anual, realizada desde 1971, exceto em anos censitários. 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.

As PNADs de 1998, 2003 e 2008 foram selecionadas para este estudo por serem as PNADs mais recentes que contêm a Pesquisa Suplementar de 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>7</sup>, resultando em 28.943 idosos em 1998, 35.114 em 2003 e 41.269 em 2008. Para que os resultados das PNADs sejam representativos para todo o território nacional, as amostras selecionadas foram expandidas com base nos pesos amostrais disponibilizados pelo IBGE.

Dentre os quesitos presentes na Pesquisa Suplementar de Saúde, as PNADs de 1998, 2003 e 2008 contêm informações sobre mobilidade física e incapacidade funcional. 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?”<sup>8</sup>. Essa pergunta avalia a incapacidade funcional com base em três das seis atividades que constituem o indicador de Atividades de Vida Diária (AVD) desenvolvido por Katz et al. (1963).

Como o conceito de incapacidade funcional refere-se à inabilidade ou a dificuldade de executar tarefas (Alves et al., 2008), este estudo considera como idosos “incapacitados” aqueles com dificuldade e inabilidade para realizar as AVD. Ou seja, aqueles que

---

<sup>7</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.

<sup>8</sup> Vale ressaltar que essa pergunta se manteve exatamente igual nas três PNADs utilizadas neste trabalho.

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”.

Embora as PNADs tenham abrangência nacional, elas avaliam de forma unificada três das seis tarefas que compõem o indicador de AVD desenvolvido por Katz et al. (1963). Dessa forma, não é possível conhecer no total de pessoas entrevistadas que responderam ter dificuldades em alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro, quantas têm dificuldades em realizar cada uma das atividades 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. 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, o que nos faz considerar como idosos incapacitados também aqueles com incapacidades funcionais temporárias (ou não crônicas).

Além das informações retiradas das PNADs foram utilizadas as informações de mortalidade obtidas por meio das Tábuas Completas de Mortalidade, por sexo, elaboradas pelo IBGE<sup>9</sup> para os anos de 2001 e 2006. 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.

## **5. Método**

A escolha da técnica intercensitária, desenvolvida por Guillot & Yu (2009), se deve, principalmente, a possibilidade de calcular a expectativa de vida saudável em estados

---

<sup>9</sup> As tábuas fornecidas pelo IBGE possuem as probabilidades de morte do nascimento até os 80 anos. No entanto, 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 et al. (1994). Desta forma, foi possível encontrar as probabilidades de morte dos grupos etários: 80-84 anos, 85-89 anos e 90-94 anos.

específicos de saúde (ou condicionadas) na ausência de dados longitudinais. 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.

As informações necessárias para aplicação da técnica intercensitária são: as proporções observadas de indivíduos saudáveis de duas pesquisas transversais e 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 da proporção observada de indivíduos saudáveis.

As possíveis probabilidades de transição variam segundo 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:  ${}_nq_x^{AI}$  (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  $t+n$ ) e  ${}_nq_x^{IM}$  (probabilidade de um indivíduo “incapacitado” de idade  $x$  no tempo  $t$  morrer entre  $t$  e  $t+n$ ).

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 1).

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

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

Após algumas modificações na Equação (1) 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 (2).

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

Como as probabilidades de morte e as proporções de indivíduos ativos são informações conhecidas, as incógnitas da Equação (2) são  ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$  e  ${}_nr_x$ . Quando os dados são disponíveis para  $k$  grupos etários, a Equação (2) se expande para um sistema de  $k$  equações e  $3 \cdot k$  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. 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.

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. A literatura internacional mostra que o padrão etário dessas probabilidades segue um comportamento exponencial. Estudos realizados com dados dos Estados Unidos (Laditka & Wolf, 1998; Lièvre et al., 2003; Guillot & Yu, 2009), Porto Rico e México (Gonzaga, 2012) confirmam o padrão etário exponencial seguido pelas probabilidades de transição entre os estados de saúde (ativo/incapacitado/morte). Diante disso, 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. Ademais, 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  ${}_nq_x^{AI} = \alpha_3 \exp(\beta_3 x)$ , 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.

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). A otimização não-linear resolve sistemas de equações por meio de processos iterativos<sup>10</sup>, no qual os valores iniciais dos parâmetros são iterativamente aprimorados até que a solução seja encontrada<sup>11</sup>.

Uma vez encontrados os parâmetros desconhecidos ( $\alpha$ 's e  $\beta$ 's) é possível produzir as estimativas de  ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$  e  ${}_nr_x$ , que juntas com  ${}_nq_x$  são suficientes para encontrar todo o conjunto de probabilidades de transição de período ( ${}_nq_x^{IA}$ ,  ${}_nq_x^{AI}$ ,  ${}_nq_x^{AM}$  e  ${}_nq_x^{IM}$ ) 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.

## 6. 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).

<sup>10</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).

<sup>11</sup> O objetivo dessa otimização é minimizar a soma de quadrados de resíduos, no qual os resíduos são as diferenças entre as proporções observadas (lado direito da Equação 2) e estimadas (lado esquerdo da Equação 2).

De acordo com a Tabela 1 observa-se, para todos os anos analisados, que 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, pode-se observar, entre 1998 e 2003, um aumento na prevalência de idosos ativos em todos os grupos etários; embora as maiores variações tenham ocorrido nos grupos etários 90-94 anos e 95-99 anos. 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 95-99 anos, nas quais se observaram variações positivas.

**Tabela 1 - 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%
95-99	0.3843	0.44497	0.4589	17.01%	2.05%
<b>Total</b>	<b>0.8665</b>	<b>0.8849</b>	<b>0.8714</b>	<b>2.12%</b>	<b>-1.52%</b>

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

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

Grupos de idade	Mulheres				
	1998	2003	2008	$\Delta$ % (1998-2003)	$\Delta$ % (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%
95-99	0.3917	0.4680	0.3663	19.48%	-21.73%
<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.

A Tabela 2 refere-se às proporções de mulheres ativas por grupo etário quinquenal. Nos dois períodos analisados pode-se observar um comportamento parecido com o observado para os homens. Entre 1998 e 2003 ocorreram aumentos das proporções de ativos de 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, no 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.

A análise das proporções de ativos por período é útil para se ter uma visão geral das tendências dessas medidas. No entanto, a técnica 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<sup>12</sup>. Por essa perspectiva, esperava-se, invariavelmente, que 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, e em 2003 tinham entre 65-69 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>13</sup>, optou-se por restringir a amostra para idosos com 65 anos ou mais.

Com a restrição da amostra para indivíduos com idade de 65 anos e mais, os números de casos diminuíram (Tabela 3). 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

---

<sup>12</sup> A análise por coorte também pode ser observada nas Tabelas 1 e 2, olhando de forma diagonal, a relação entre os grupos etários e os anos pesquisados.

<sup>13</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).

concluíram que quanto maiores as amostras melhores os resultados, mas o ganho nem sempre é substancial.

**Tabela 3 – 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.

## 7. Resultados

### 7.1. Probabilidades de transição entre os estados de saúde

As probabilidades de transição entre os estados de saúde, específicas por idade, estimadas para o Brasil são apresentadas nas Tabelas 4 e 5, respectivamente, para homens e mulheres. Conforme esperado, a probabilidade de um indivíduo incapacitado se tornar ativo diminui com a idade e a probabilidade 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, nas Tabelas 4 e 5, 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, esse 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.

**Tabela 4 – 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 5 – 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.

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 subestimadas.

Ressalta-se que o impacto do viés da probabilidade  ${}_5q_{65}^{IA}$  na expectativa de vida saudável não condicionada 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 condicionada. 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 condicionada ao estado incapacitado 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.

## 7.2. 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. 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.

A expectativa de vida saudável aqui apresentada 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, 1988).

Ao se analisar as mudanças que ocorreram entre 1998-2003 e 2003-2008, apresentadas na Tabela 6, observa-se que a expectativa de vida total aumentou tanto para os homens quanto para as mulheres. Ao passo que a expectativa de vida ativa diminuiu e a expectativa de vida com incapacidade funcional aumentou. 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 6 – Expectativa de vida total, ativa e com incapacidade funcional, aos 65 anos, por sexo, 1998-2003 e 2003-2008, Brasil.**

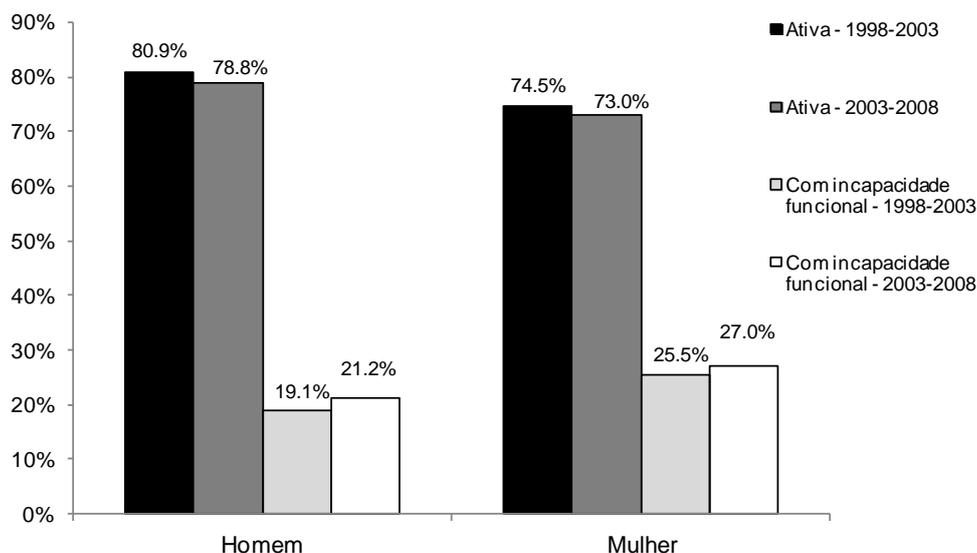
Expectativa de vida	Homens			Mulheres		
	1998-2003	2003-2008	Variação (em anos)	1998-2003	2003-2008	Variação (em anos)
Total	15.15	15.32	0.17	17.18	17.38	0.20
Ativa	12.26	12.07	-0.19	12.80	12.68	-0.12
Com incapacidade funcional	2.89	3.26	0.36	4.38	4.70	0.32

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

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

O Gráfico 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.

**Gráfico 1 - Proporção da expectativa de vida total, aos 65 anos, vivida como ativo e com incapacidade funcional, para homens e mulheres, 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.

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

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 Gráfico 1 que a proporção do tempo vivido como ativo diminuiu entre 1998-2003 e 2003-2008, tanto para homens quanto para mulheres. 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 anterior, 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 condicionadas, 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<sup>14</sup> sujeitos a essas probabilidades. Além disso, vale ressaltar que, o processo de extensão da morbidade sugerido 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 condicionada, devido às baixas prevalências de idosas incapacitadas entre 65 e 69 anos<sup>15</sup>. 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  ${}_5q_{65}^{IA}$ .

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).

---

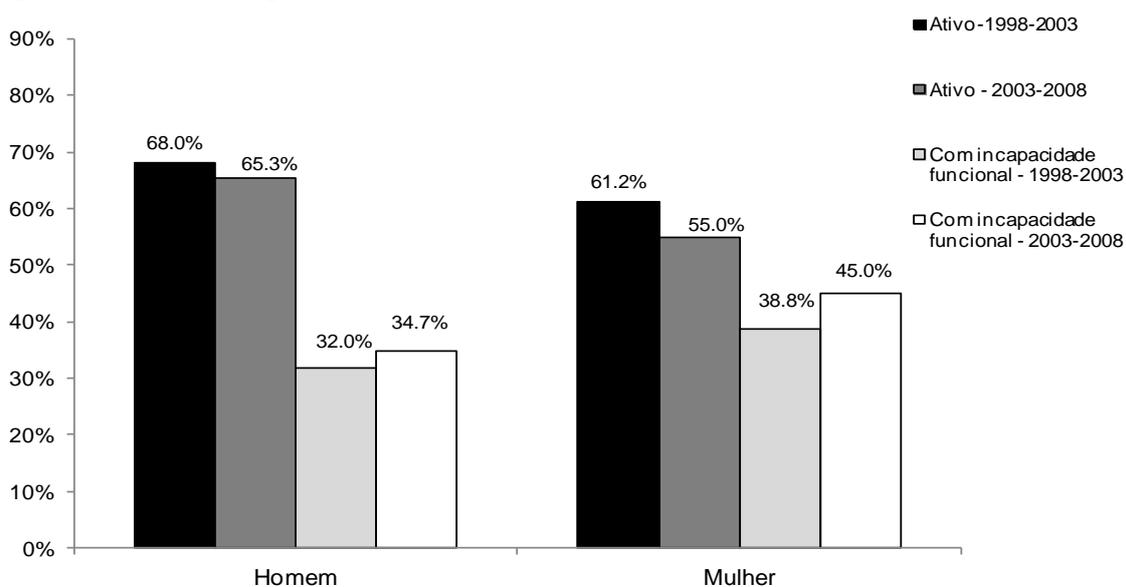
<sup>14</sup> 10,69% em 1998, 7,82% em 2003 e 9,60% em 2008.

<sup>15</sup> 11,87% em 1998, 10,28% em 2003 e 11,5% em 2008.

Para os idosos do grupo etário 80-84 anos, observam-se variações menores das probabilidades de recuperação entre 1998-2003 e 2003-2008. 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.

Observa-se pelo Gráfico 2, 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 e de 61,2% para 55,0% entre as mulheres. 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.

**Gráfico 2 - Proporção da expectativa de vida total, aos 80 anos, vivida como ativo e com incapacidade funcional, para homens e mulheres, 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.

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

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.

### 7.3. Expectativa de vida saudável baseada nos estados de saúde ou condicionadas

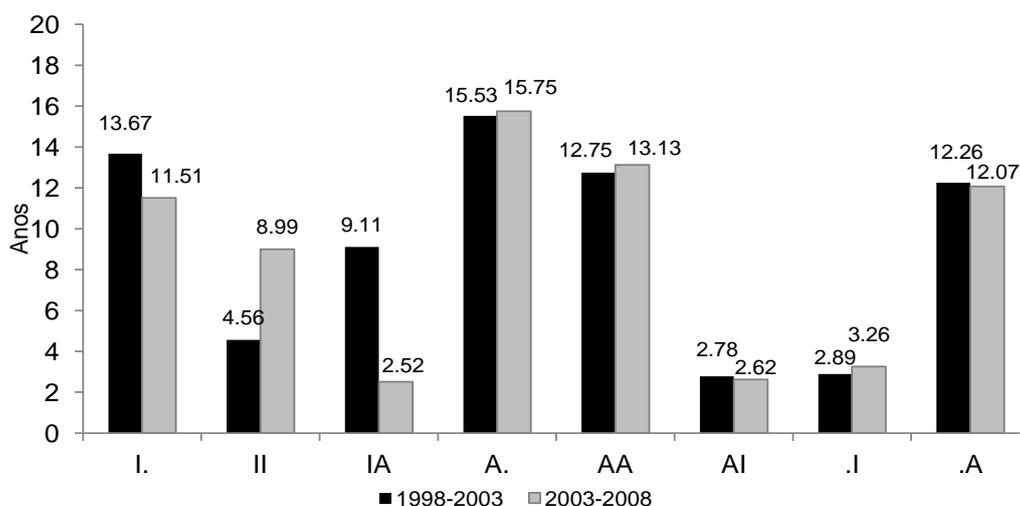
A expectativa de vida saudável condicionada reflete o número de anos remanescentes a serem vividos nos estados de saúde ativo e incapacitado, segundo o estado de saúde dos indivíduos a cada idade. Essas medidas partem de grupos fechados de indivíduos que começam a ser examinados na tabela de vida em um estado específico de saúde (Schoen, 1988). 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 (Wajnman, 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 saudável não condicionada. Sendo assim, o pressuposto *markoviano* subjacente à construção das tabelas multi-estado não é eliminado da expectativa de vida saudável condicionada.

De acordo com os Gráficos 3 e 4, respectivamente, para homens e mulheres, pode-se comparar a expectativa de vida total de indivíduos ativos e de indivíduos com incapacidade funcional aos 65 anos de idade. Como esperado, em ambos os períodos analisados, os indivíduos ativos, aos 65 anos, esperam viver um tempo de vida mais longo que os indivíduos que nessa mesma idade 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 condicionada e não condicionada. Como esperado, observa-se para ambos os sexos, que a expectativa de vida ativa, não condicionada, é um valor compreendido entre a expectativa de vida ativa de indivíduos que aos 65 anos eram ativos, e o tempo médio a ser vivido como ativo por indivíduos que sobreviveram aos 65 anos com alguma incapacidade funcional. Em outras palavras, a expectativa de vida ativa para os idosos ativos é maior que a expectativa de vida ativa não condicionada, que por sua vez, é maior que a expectativa de vida ativa dos idosos incapacitados.

Com relação às mudanças que ocorreram entre 1998-2003 e 2003-2008, observam-se grandes variações no número médio de anos remanescentes a serem vividos, por um idoso, que aos 65 anos já apresentavam alguma incapacidade funcional, tanto para os homens quanto para as mulheres. No caso dos homens, observa-se que o número médio de anos vividos por um idoso incapacitado aos 65 anos diminui 2,16 anos (passando de 13,67 anos para 11,51 anos). No

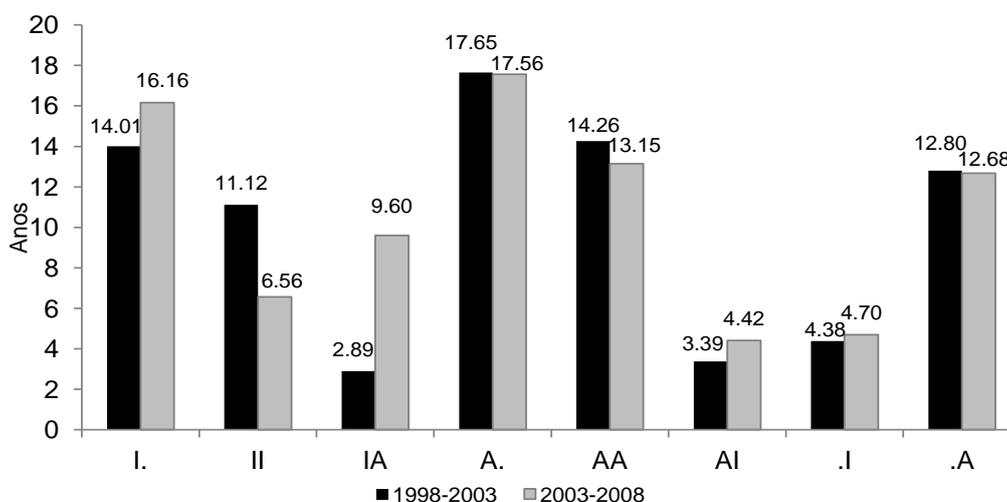
entanto, o número médio de anos que esse idoso espera viver como incapacitado, até os 95 anos, aumenta 4,43 anos (passando de 4,56 para 8,99). Essas variações são, provavelmente, reflexo da mudança na probabilidade estimada de um idoso incapacitado se tornar ativo entre os 65 e 69 anos, que passou de 0,70 em 1998-2003 para 0,1025 em 2003-2008. Conforme discutido na seção 7.1, esta variação tem efeito significativo no cálculo da expectativa de vida condicionada, especialmente entre os incapacitados.

**Gráfico 3 – Expectativa de vida saudável condicionada ao estado de saúde do idoso aos 65 anos e não condicionada, 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 aos 95 anos.

**Gráfico 4 – Expectativa de vida saudável condicionada ao estado de saúde aos 65 anos e não condicionada, 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 aos 95 anos.

Para as mulheres observa-se um comportamento contrário ao observado entre os homens, no qual a expectativa de vida de uma mulher já incapacitada aos 65 anos aumentou 2,15 anos entre 1998-2003 e 2003-2008 (passando de 14,01 anos para 16,16 anos). Contudo, 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 (passando de 11,12 anos para 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).

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 condicionadas, já que essas refletem as grandes variações observadas nas probabilidades de recuperação da incapacidade.

Com o objetivo de minimizar o efeito do viés das probabilidades  ${}_nq_x^{IA}$  sobre a expectativa de vida saudável condicionada 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 (Tabelas 7, 8, 9 e 10).

As Tabelas 7 e 8 se referem aos homens, observa-se que, entre 1998-2003 e 2003-2008, 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 condicionada ao estado incapacitado, entre 1998-2003 e 2003-2008, diferente do observado para os idosos jovens. Com relação aos idosos ativos aos 80 anos, observa-se um aumento de 0,20 anos no total de anos a serem vividos entre 1998-2003 e 2003-2008, e no número de anos remanescentes a serem vividos como ativo (passando de 6,29 para 6,49 anos).

Observa-se, também, dependência da expectativa de vida em relação aos estados de saúde. Os resultados apresentados nas Tabelas 7 e 8 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.

**Tabela 7 - 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 8 - 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 Tabelas 9 e 10 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 condicionada das mulheres diminuiu 0,53 anos. Além disso, tanto a expectativa de vida ativa condicionada ao estado ativo, quanto a condicionada ao estado incapacitado diminuíram, respectivamente, 0,27 anos e 0,40 anos. No entanto, a expectativa de vida com incapacidade funcional condicionada ou não condicionada 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.

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 condicionadas mais influenciadas pelo viés das probabilidades de recuperação.

**Tabela 9 - 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 10 - 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.

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.

## 8. 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).

As mudanças observadas nas estimativas da expectativa de vida saudável não condicionadas 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 e aos 80 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 mudanças observadas nas probabilidades de recuperação da incapacidade entre os idosos jovens, entre 1998-2003 e 2003-2008.

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.

Outra importante contribuição deste estudo foi a estimativa da expectativa de vida saudável condicionada 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 condicionadas, 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 condicionada são provavelmente mais consistentes para os idosos mais velhos (a partir de 80 anos).

Pode-se concluir também, 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.

## **9. 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 Saude 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.

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., 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.

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

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; 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.

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

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.

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.

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.

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

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.

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

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., 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.

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. The Multistate Life Table. In: *Modeling Multigroup Populations*. New York: Plenum Press, 1988. p.63-105.

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

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.