

Marília Regina Nepomuceno^ICássio Maldonado Turra^{II}

Tendências da expectativa de vida saudável de idosas brasileiras, 1998-2008

Trends in healthy life expectancy among older Brazilian women between 1998 and 2008

RESUMO

OBJETIVO: Analisar a expectativa de vida saudável condicional e não condicional de idosas brasileiras.

MÉTODOS: Estudo transversal, utilizando a técnica intercensitária, para 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 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1998, 2003 e 2008, cuja amostra foi composta, respectivamente, por 11.171, 13.694 e 16.259 mulheres com idade igual ou superior a 65 anos. Foram utilizadas, também, tábuas completas de mortalidade do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, para os anos de 2001 e 2006. A definição dos estados de saúde baseou-se na dificuldade em realizar as atividades de vida diária.

RESULTADOS: O tempo de vida remanescente apresentou forte dependência com o estado de saúde corrente das idosas. No período 1998-2003, a proporção do tempo a ser vivido com incapacidade por mulheres saudáveis aos 65 anos era de 9,8%. Esse percentual aumentou para 66,2% quando as mulheres aos 65 anos já apresentavam alguma incapacidade. A análise temporal mostrou que a expectativa de vida ativa das mulheres aos 65 anos aumentou entre 1998-2003 (19,3 anos) e 2003-2008 (19,4 anos). No entanto, ganhos de vida se concentraram, sobretudo, no estado não saudável.

CONCLUSÕES: A análise da expectativa de vida condicional e não condicional indica concentração dos ganhos de vida, provenientes do declínio da mortalidade, em estados não saudáveis. Esse padrão sugere que não houve redução da morbidade entre as idosas brasileiras entre 1998 e 2008.

DESCRIPTORIOS: Mulheres. Estilo de Vida. Comportamentos Saudáveis. Qualidade de Vida. Perfil de Impacto da Doença. Expectativa de Vida Ativa.

^I Programa de Pós-Graduação em Demografia. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Faculdade de Ciências Econômicas. Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, MG, Brasil

^{II} Departamento de Demografia. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Faculdade de Ciências Econômicas. Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, MG, Brasil

Correspondência | Correspondence:

Marília Regina Nepomuceno
Cedeplar – FACE – UFMG
Av. Antônio Carlos, 6627 Belo Horizonte
31270-901 Belo Horizonte, MG, Brasil
E-mail: mariliare@yahoo.com.br

Recebido: 27/3/2014
Aprovado: 28/6/2014

Artigo disponível em português e inglês em:
www.scielo.br/rsp

ABSTRACT

OBJECTIVE: To analyze conditional and unconditional healthy life expectancy among older Brazilian women.

METHODS: This cross-sectional study used the intercensal technique to estimate, in the absence of longitudinal data, healthy life expectancy that is conditional and unconditional on the individual's current health status. The data used were obtained from the *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* (National Household Sample Survey) of 1998, 2003, and 2008. This sample comprised 11,171; 13,694; and 16,259 women aged 65 years or more, respectively. Complete mortality tables from the Brazilian Institute of Geography and Statistics for the years 2001 and 2006 were also used. The definition of health status was based on the difficulty in performing activities of daily living.

RESULTS: The remaining lifetime was strongly dependent on the current health status of the older women. Between 1998 and 2003, the amount of time lived with disability for healthy women at age 65 was 9.8%. This percentage increased to 66.2% when the women already presented some disability at age 65. Temporal analysis showed that the active life expectancy of the women at age 65 increased between 1998-2003 (19.3 years) and 2003-2008 (19.4 years). However, life years gained have been mainly focused on the unhealthy state.

CONCLUSIONS: Analysis of conditional and unconditional life expectancy indicated that live years gained are a result of the decline of mortality in unhealthy states. This pattern suggests that there has been no reduction in morbidity among older women in Brazil between 1998 and 2008.

DESCRIPTORS: Women. Life Style. Health Behavior. Quality of Life. Sickness Impact Profile. Active Life Expectancy.

INTRODUÇÃO

O aumento da longevidade tem gerado preocupação crescente com a qualidade de vida. Espera-se que a expansão da vida humana consista em velhice bem-sucedida, com autonomia e independência.^{10,21} Entretanto, o processo de deterioração da saúde, nos anos finais de vida, aumenta gastos em saúde, especialmente aqueles ligados aos cuidados de longa duração.^{15,24}

Um dos indicadores mais utilizados para se estimar a distribuição do tempo total a ser vivido, entre as parcelas saudável e não saudável, é a expectativa de vida saudável (EVS), que possui fácil compreensão e considera tanto a qualidade quanto a quantidade dos anos vividos.¹³ Essa medida sintetiza o efeito combinado de diferentes níveis de mortalidade e morbidade a que os indivíduos estiveram expostos ao longo da vida,⁸ indicando, portanto, o estado geral de saúde dos idosos.²²

A comparação entre as tendências da EVS e da expectativa de vida total permite esclarecer se o aumento na longevidade está sendo acompanhado por tempo de vida saudável também maior. Ao menos três teorias relacionam-se a esta questão. A primeira, proposta por Gruenberg,¹¹ é

conhecida como expansão da morbidade. Essa teoria considera que o sucesso das inovações tecnológicas, utilizadas para controlar as doenças crônicas e degenerativas, aumenta a prevalência dessas doenças e das incapacidades, pelo prolongamento de suas durações médias. Em uma perspectiva individual, o cenário de expansão implica em pessoas sobrevivendo por mais tempo em função do tratamento de doenças crônicas, sem o adiamento de seu aparecimento, aumentando a proporção do tempo vivido em estados não saudáveis. A segunda, de Fries⁹ apresenta visão mais otimista que a de Gruenberg,¹¹ pois propõe a hipótese de compressão da morbidade, segundo a qual, por meio de medidas preventivas, a idade média ao surgimento das enfermidades e incapacidades pode ser adiada, ampliando o tempo relativo a ser vivido em estados saudáveis. A terceira, chamada de equilíbrio dinâmico, foi proposta por Manton,²⁰ e é vista como cenário intermediário entre a compressão e a expansão da morbidade. De acordo com essa teoria, o aumento da longevidade estaria associado à expansão do tempo vivido com enfermidades crônicas e incapacidades de níveis leves e moderados, mas com redução do tempo vivido com incapacidades severas.

No Brasil, vários estudos^{3-6,23,a} estimaram a EVS dos idosos para diferentes períodos e segundo diversas definições do estado de saúde. Os resultados sugerem diferenças importantes por sexo e idade, além de mostrarem que cerca de 20,0% da expectativa de vida total é vivida com algum tipo de incapacidade funcional grave.^{3,a} Estudos que analisaram a tendência temporal da EVS indicaram aumento do tempo vivido livre de incapacidade funcional entre 1998 e 2003; no entanto, esses resultados divergem em relação à magnitude desse efeito.^{12,a}

Embora no Brasil haja tradição na coleta de dados transversais, pelas inúmeras pesquisas domiciliares, os estudos de saúde longitudinais existentes, como o Projeto Bambuí¹⁹ e o Projeto Saúde, Bem-estar e Envelhecimento,^b não possuem amostras representativas de abrangência nacional. Isso dificulta o cálculo da EVS para a população brasileira como um todo, a partir das transições observadas entre estados de saúde no ciclo de vida. Em função da ausência dessas informações, faltam estimativas da expectativa de vida condicional ao estado de saúde inicial em cada idade. No presente artigo, visamos preencher essa lacuna a partir da aplicação da técnica intercensitária desenvolvida por Guillot & Yu,¹³ que permite estimar a EVS condicional a partir de dados transversais. O cálculo da EVS condicional é possível porque a técnica se baseia na abordagem multiestado, que relaciona a proporção de indivíduos saudáveis em duas pesquisas transversais sucessivas, a partir de funções de transição definidas *a priori* com base em fontes alternativas de dados. Também discutimos o processo de compressão da morbidade utilizando as estimativas da EVS condicional e não condicional.

Uma questão recorrente no debate sobre os cenários de morbidade refere-se à definição dos estados de saúde. Diferentes conceitos baseados na presença de doenças, incapacidade funcional, dependência ou autopercepção da saúde²⁵ podem levar a cenários divergentes de morbidade. Neste artigo, os estados de saúde foram definidos com base no desempenho em realizar as atividades de vida diária (AVD). Indivíduos incapazes de realizar essas atividades são considerados em níveis graves de incapacidade funcional. Por isso, esse indicador está associado à deterioração da saúde e à mortalidade de idosos.¹

Portanto, o presente estudo teve como objetivo analisar a expectativa de vida saudável condicional e não condicional de idosas brasileiras.

MÉTODOS

Estudo transversal, com dados do módulo suplementar de saúde da Pesquisa Nacional por Amostra dos Domicílios, coletados em 1998,^c 2003^d e 2008,^e cuja amostra foi composta, respectivamente, por 11.171, 13.694 e 16.259 mulheres com idade igual ou superior a 65 anos. Devido ao tamanho reduzido da amostra de homens nos grupos etários mais avançados, optou-se pela análise somente de mulheres, para não comprometer a qualidade das estimativas.

Para a definição do estado de saúde, utilizamos as respostas dadas à questão: “Normalmente, por problema de saúde, tem dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro?”. Esse item do questionário avalia a incapacidade funcional com base em três das seis tarefas que constituem o indicador de AVD desenvolvido por Katz et al.¹⁶ A partir dessa informação construímos uma variável para os estados de saúde com duas categorias: mulheres que responderam que “Não conseguem” ou “Têm grande dificuldade” em realizar as tarefas foram consideradas “incapacitadas”, e as mulheres que declararam que “Não têm dificuldade” ou “Têm pequena dificuldade” para realizar as tarefas foram consideradas saudáveis e, portanto, classificadas como “ativas”. Logo, a categoria de idosas não saudáveis se restringiu às mulheres que declararam ter os níveis mais graves de incapacidade. As mulheres que declararam ter pouca limitação para realizar as três atividades foram consideradas saudáveis.

Para estimar a EVS e combinar informações de saúde e de mortalidade, utilizamos as probabilidades de morte das tábuas completas de mortalidade feminina, elaboradas pelo IBGE para os anos de 2001^f e 2006,^g como forma de captar a mortalidade média nos dois períodos estudados (1998-2003 e 2003-2008). Como as probabilidades de morte nas tábuas oficiais do IBGE^{f,g} restringem-se à idade de 80 anos, utilizamos o modelo relacional de mortalidade proposto por Himes et al,¹⁴ para estimar as probabilidades de morte até os 95 anos de idade.

^a Camargos MCS, Machado CJ, Rodrigues RN. Expectativa de vida livre de incapacidade funcional para idosos: um estudo comparativo para o Brasil, grandes regiões e unidades da federação, 1998 e 2003. Anais do 16º Encontro da Associação Brasileira de Estudos Populacionais; 2008 29 set a 3 out; Caxambu (MG): Associação Brasileira de Estudos Populacionais; 2008.

^b Lebrão ML, Yeda AOD. SABE – Saúde, Bem-estar e Envelhecimento – O Projeto Sabe no município de São Paulo: uma abordagem inicial. Brasília (DF): Organização Pan-Americana de Saúde; 2003.

^c Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Acesso e utilização dos serviços de saúde 1998. Brasília (DF);2000 [citado 2011 nov 20]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad98/saude/saude.pdf>

^d Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Acesso e utilização dos serviços de saúde 2003. Brasília (DF);2005 [citado 2011 nov 20]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2003/saude/saude2003.pdf>

^e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Um Panorama da Saúde no Brasil: acesso e utilização dos serviços, condições de saúde e fatores de risco e proteção à saúde 2008. Brasília (DF); 2008 [citado 2011 nov 20]. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/panorama_saude_brasil_2003_2008/defaulttabzip_2008.shtm

^f Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Tábuas completas de Mortalidade 2001. Brasília (DF); 2001 [citado 2011 nov 20]. Disponível em: ftp://ftp.ibge.gov.br/Tabuas_Completas_de_Mortalidade/Revisao2004_Tabua_Comp_Mortalidade_2001

^g Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Tábuas completas de Mortalidade 2006. Brasília (DF); 2006 [citado 2011 nov 20]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/tabuadevida/2006/feminino.pdf>

Para estimar a EVS condicional e não condicional entre mulheres de 65 a 95 anos de idade, segundo grupos de idade quinquenais, utilizamos a técnica intercensitária desenvolvida por Guillot & Yu.¹³ Essa técnica indireta baseia-se na abordagem multiestado, e apesar de ser chamada de intercensitária, também pode ser aplicada em dados de pesquisas amostrais. Para o cálculo da EVS, foram consideradas as proporções de indivíduos ativos em duas pesquisas transversais e consecutivas, específicas por idade, e as probabilidades de morte vigentes entre as datas das pesquisas.

Como foram considerados apenas dois estados de saúde, estimamos quatro conjuntos de probabilidades 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)

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

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 r_x como a razão entre as probabilidades de morte de incapacitados e ativos ($r_x = {}_nq_x^{IM} / {}_nq_x^{AM}$), obtém-se a seguinte equação:

Equação (2)

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

Quando os dados são disponíveis para k grupos etários, a Equação (2) se expande para um sistema de k equações e 3 vezes k incógnitas, tornando-se um sistema sem solução. No entanto, as incógnitas da Equação (2) (${}_nq_x^{IA}$, ${}_nq_x^{AI}$ e r_x) não variam aleatoriamente com a idade, pelo contrário, essas quantidades correspondem a processos de saúde que têm uma relação funcional com a idade. Se conhecermos como as quantidades ${}_nq_x^{IA}$, ${}_nq_x^{AI}$ e r_x variam com a idade, o número de

incógnitas do sistema de equações se reduz, tornando possível resolver o sistema por meio da técnica de otimização não linear.

Dois pressupostos foram necessários para aplicação da técnica intercensitária. Assumimos que o padrão etário das probabilidades de transição entre os estados de saúde (ativo/incapacitado/morte), para idades iguais ou superiores a 65 anos, é bem descrito por uma função exponencial. Além disso, supusemos que apenas uma transição de saúde ocorreu dentro de cada período de observação estabelecido.

Estabelecidos os pressupostos, é possível produzir as estimativas de ${}_nq_x^{IA}$, ${}_nq_x^{AI}$ e r_x , que juntas com ${}_nq_x$ são suficientes para encontrar todo o conjunto de probabilidades de transição consistentes com as mudanças observadas nas proporções de ativos entre t e $t + n$. A partir daí, foi possível construir tabelas de vida multiestado e estimar a EVS.

RESULTADOS

A Tabela 1 descreve a proporção de mulheres ativas que diminui com o avançar da idade. O declínio da proporção de ativas é acentuado a partir dos 80 anos de idade. A prevalência total de mulheres ativas aumentou entre 1998 (91,3%) e 2003 (91,5%) e reduziu em 2008 (90,9%). No entanto, essas variações não foram estatisticamente significativas ao nível de 5%, segundo o teste de hipótese bilateral para a diferença de proporções. A distribuição das prevalências específicas por idade também mantiveram padrões semelhantes nos períodos analisados.

Os resultados da Tabela 1 foram mais coerentes com a abordagem intercensitária da técnica de estimação da EVS empregada neste estudo. Assim, ao invés de acompanhar as taxas por idade em uma mesma coluna (período), deve-se acompanhar as diagonais da Tabela 1, que apresentam as taxas por idade de diferentes coortes de nascimento. Verificando esses resultados, a redução na prevalência de mulheres ativas por idade-coorte é similar à redução que ocorre por idade-período. Por

Tabela 1. Proporção (%) de idosas ativas por idade. Brasil, 1998, 2003 e 2008.

Grupo de idade	1998	2003	2008
65 a 69	96,2	96,2	95,9
70 a 74	93,3	94,4	94,0
75 a 79	89,2	90,3	90,5
80 a 84	85,5	85,0	83,1
85 a 89	76,5	75,2	74,9
90 a 94	62,2	61,9	66,4
Total	91,3	91,5	90,9

Fonte: IBGE-PNAD de 1998^a, 2003^d e 2008^e.

exemplo, a prevalência de mulheres ativas na coorte de 65-69 anos, em 2003, reduziu de 96,2% para 94,0%, em 2008 (grupo de idade 70-74 anos), comparada a uma redução de 96,2% para 94,4%, em 2003.

A Tabela 2 apresenta as probabilidades de transição entre os estados de saúde, calculadas para as mulheres entre os anos de 1998-2003 e 2003-2008. A probabilidade de uma mulher incapacitada se tornar ativa diminuiu com a idade. Em 1998-2003, e.g., ${}_nq_x^{IA}$ foi igual a 0,04 aos 85-89 anos, i.e., cerca de 1/5 da chance do grupo de idade 65 a 69 anos (0,202). Por outro lado, a probabilidade de uma mulher ativa se tornar incapacitada foi crescente com a idade, passando de 0,035 aos 65-69 anos para 0,088 aos 85-89 anos de idade em 1998-2003. Além disso, a probabilidade de morte tanto dos indivíduos incapacitados, quanto dos indivíduos ativos, também aumentou com a idade, seguindo o padrão típico da função de mortalidade. O risco de morte de um indivíduo incapacitado foi maior do que de um indivíduo ativo. Observou-se também, na Tabela 2, que a probabilidade de uma idosa se recuperar das dificuldades em realizar as AVD, nos grupos etários 65-69 anos e 70-74 anos, foi maior ou similar à probabilidade de tornar-se incapacitada, nos dois períodos analisados.

A comparação das funções de probabilidades (Tabela 2), nos dois períodos de análise indicou aumento na probabilidade de uma mulher ativa se tornar incapacitada. Por outro lado, no mesmo período, a probabilidade de recuperação de incapacitadas também aumentou, no entanto, em menor magnitude que a probabilidade de tonar-se incapacitada. Além disso, observou-se redução nas probabilidades de morte, tanto das mulheres ativas quando das incapacitadas.

A combinação das transições de saúde descritas na Tabela 2 permite estimar as EVS condicionais a diferentes estados de saúde em cada idade. A Tabela 3 apresenta as expectativas de vida aos 65 e aos 80 anos de idade, dada a condição de saúde inicial (com incapacidade funcional ou ativa) e o tempo a ser vivido com incapacidade ou ativo. O número total de anos a serem

vididos é menor para as mulheres que já apresentavam incapacidade funcional em uma determinada idade. Em 1998-2003, as mulheres com incapacidade aos 65 anos de idade esperavam viver 14,2 anos de vida, i.e., 5,1 anos a menos do que aquelas que nessa mesma idade eram saudáveis (19,3 anos). A dependência em relação à condição de saúde inicial ficou mais evidente ao comparar o tempo a ser vivido com incapacidade entre as mulheres ativas àquelas que já apresentavam alguma incapacidade. Em 1998-2003, a proporção de tempo a ser vivido com alguma incapacidade era de 66,2% e 92,4% para mulheres com incapacidade aos 65 e 80 anos de idade, respectivamente. Esses valores foram significativamente maiores do que aqueles para mulheres inicialmente saudáveis nessas mesmas idades: 9,8% e 11,9%, aos 65 e 80 anos de idade, respectivamente.

Os resultados da Tabela 3 mostram que a expectativa de vida das mulheres ativas aos 65 anos de idade aumentou entre 1998-2003 (19,3) e 2003-2008 (19,4). No entanto, ganhos de vida se concentraram, sobretudo, no estado não saudável. O número de anos e a proporção do tempo vivido com incapacidade entre as mulheres inicialmente saudáveis aos 65 anos de idade passaram de 9,8% (1,9 anos) em 1998-2003 para 17,0% (3,3 anos) em 2003-2008. Por outro lado, o tempo a ser vivido no estado ativo reduziu, passando de 17,4 anos para 16,1 anos. Padrão similar foi observado entre as mulheres que já apresentavam inicialmente alguma incapacidade aos 65 anos de vida, bem como entre idosas de 80 anos de idade.

A Tabela 4 apresenta as tendências da EVS não condicional das mulheres brasileiras. Do ponto de vista dos valores absolutos, observamos que, aos 65 anos de idade, tanto a expectativa de vida total quanto a expectativa de vida com incapacidade funcional aumentaram no período analisado, ao passo que a expectativa de vida ativa diminuiu (Tabela 4). Em relação às variações relativas, a proporção do tempo vivido com incapacidade funcional aos 65 anos aumentou entre 1998-2003 e 2003-2008, de 11,8% para 18,8%, enquanto a proporção do tempo vivido com saúde diminuiu de 88,2% para

Tabela 2. Probabilidades de transição por idade em idosas. Brasil, 1998-2003 e 2003-2008.

Idade	1998-2003				2003-2008			
	Incapacitado Ativo	Incapacitado Morte	Ativo Incapacitado	Ativo Morte	Incapacitado Ativo	Incapacitado Morte	Ativo Incapacitado	Ativo Morte
	$({}_nq_x^{IA})$	$({}_nq_x^{IM})$	$({}_nq_x^{AI})$	$({}_nq_x^{AM})$	$({}_nq_x^{IA})$	$({}_nq_x^{IM})$	$({}_nq_x^{AI})$	$({}_nq_x^{AM})$
65	0,2020	0,2358	0,0350	0,0674	0,2000	0,2263	0,0650	0,0618
70	0,1351	0,2703	0,0441	0,1022	0,1414	0,2664	0,0818	0,0963
75	0,0903	0,3148	0,0554	0,1574	0,1000	0,3118	0,1030	0,1491
80	0,0604	0,3717	0,0698	0,2460	0,0707	0,3677	0,1296	0,2327
85	0,0404	0,4235	0,0878	0,3709	0,0500	0,4232	0,1631	0,3543

Fonte: IBGE-PNAD de 1998^c, 2003^d e 2008^e e Tábuas completas de mortalidade feminina de 2001^f e 2006^g.

Tabela 3. Expectativa de vida condicional (${}_n e_x$) por idade em idosas. Brasil, 1998-2003 e 2003-2008.

Período	Idade exata (x)	n	Expectativa de vida (${}_n e_x$)*					
			I	II	IA	A	AA	AI
1998 a 2003	65	30	14,2	9,4	4,8	19,3	17,4	1,9
	80	15	7,9	7,3	0,7	9,2	8,1	1,1
2003 a 2008	65	30	14,4	9,9	4,6	19,4	16,1	3,3
	80	15	8,0	7,2	0,7	9,3	7,5	1,9

Fonte: IBGE-PNAD de 1998^c, 2003^d e 2008^e e Tábuas completas de mortalidade feminina de 2001^f e 2006^g.

I: expectativa de vida condicional ao estado incapacitado; II: expectativa de vida com incapacidade condicional ao estado incapacitado; IA: expectativa de vida ativa condicional ao estado incapacitado; A: expectativa de vida condicional ao estado ativo; AA: expectativa de vida ativa condicional ao estado ativo; AI: expectativa de vida com incapacidade condicional ao estado ativo.

* As expectativas de vida apresentadas representam o número esperado de anos a serem vividos entre as idades exatas x e 95 anos.

Tabela 4. Expectativas de vida de idosas. Brasil, 1998-2003 e 2003-2008.

Período	Idade exata (x)	Expectativa de vida (anos)*			Percentual da expectativa de vida	
		Total	Ativa	Com incapacidade	Ativa	Com incapacidade
1998 a 2003	65	19,0	16,8	2,3	88,2	11,8
	80	9,0	7,2	1,8	79,6	20,4
2003 a 2008	65	19,2	15,6	3,6	81,2	18,8
	80	9,1	6,1	3,0	66,8	33,2

Fonte: IBGE-PNAD de 1998^d, 2003^e e 2008^f e Tábuas completas de mortalidade feminina de 2001^g e 2006^h.

* As expectativas de vida apresentadas representam o número esperado de anos a serem vividos entre as idades exatas x e 95 anos.

81,2%. O mesmo padrão foi observado para mulheres aos 80 anos de idade. A proporção da expectativa de vida total aos 80 anos de idade a ser vivida com incapacidade funcional aumentou de 20,4% para 33,2%, entre 1998-2003 e 2003-2008.

DISCUSSÃO

Os resultados deste estudo mostraram forte dependência do tempo total ser vivido, bem como da parcela de tempo a ser vivida livre de incapacidade funcional, em relação ao estado de saúde corrente em cada idade. A comparação temporal da EVS indicou processo de expansão da morbidade entre as idosas brasileiras entre 1998 e 2008.

Uma limitação deste estudo foi o uso não detalhado de informações de incapacidade funcional para estimar as probabilidades de transição entre os estados de saúde. Os dados da PNAD utilizados agrupam diferentes níveis de incapacidade funcional em uma única questão, o que impede mensuração precisa do verdadeiro processo de deterioração de saúde dos indivíduos. Além disso, a PNAD não especifica a duração mínima de cada incapacidade, o que impediu a distinção entre incapacidades funcionais temporárias e crônicas. Essas limitações podem ter contribuído com o padrão observado entre a probabilidade de recuperação da incapacidade

e a probabilidade de tornar-se incapacitado nos grupos etários 65-69 anos e 70-74 anos. Contrário ao esperado, a probabilidade de recuperação foi maior ou similar à probabilidade de tornar-se incapacitado. Para amenizar efeitos de confundimento provenientes da inclusão de incapacidades funcionais temporais na definição dos estados de saúde, esse estudo apresentou estimativas para os 80 anos de idade. Logo, as estimativas foram mais precisas nessa idade. Em função da natureza dos dados da PNAD foi preciso assumir que apenas uma transição de saúde ocorreu dentro de cada período de observação. Esse pressuposto é um pouco frágil, já que o período de cinco anos entre cada módulo suplementar de saúde das PNAD é longo e, portanto, sujeito a mais de uma transição, principalmente, nos primeiros grupos etários (60-64 anos, 65-69 anos, 70-74 anos), quando as probabilidades de recuperação são maiores.

Para estimar a expectativa de vida saudável, a técnica utilizada neste estudo incorpora o processo dinâmico entre os estados de saúde em dois pontos do tempo. Isso a torna a alternativa metodológica mais adequada à análise de tendência temporal, se comparada ao método de Sullivan,²⁶ amplamente utilizado na literatura nacional. Outra vantagem é o não pressuposto de estacionaridade e riscos de morte homogêneos entre os estados de saúde.^h Apesar disso, é preciso ter cautela ao se concluir que o cenário de extensão da morbidade foi observado entre

^h Palloni A, Guillen M, Monteverde M, Ayuso M, White R. A microsimulation model to estimate errors in cross-sectional estimates of life expectancy in disability. Philadelphia: Population Association of America Meetings; 2005.

as idosas brasileiras durante a década analisada. Isso porque as mudanças estimadas da EVS entre os dois períodos analisados está sujeita tanto à variabilidade amostral quanto às limitações dos dados. Uma possível solução seria o cálculo de intervalos de confiança, mas uma das limitações da técnica é a ausência desses intervalos. Outra limitação da técnica é a imposição de uma forma para as funções de transição que não são observáveis. O pressuposto de que o padrão etário das probabilidades de transição segue uma função exponencial baseou-se na literatura internacional, dada à ausência dessas informações com representatividade nacional para o Brasil. Trabalhos realizados nos Estados Unidos,^{7,13,17,18} Méxicoⁱ e Porto Ricoⁱ demonstraram que, para idades iguais ou superiores a 60 anos, essas distribuições são bem descritas por uma função exponencial.

Estudos anteriores^{12,b} que também analisaram a tendência temporal da EVS para o Brasil entre 1998 e 2003

indicaram ligeiro aumento da proporção do tempo vivido sem incapacidade funcional. Esses resultados também estão sujeitos à variabilidade amostral, além de não captarem mudanças ocorridas entre as coortes e ignorarem as transições entre estados de saúde. A dificuldade de avaliar o processo de compreensão ou expansão de morbidade no Brasil a partir de dados transversais leva à necessidade de estudos de saúde longitudinais de abrangência nacional.

O presente estudo mostrou a importância do estado de saúde corrente dos idosos sobre o tempo de vida remanescente. Como a saúde é um processo acumulativo no ciclo de vida, os resultados condicionais apontaram para a necessidade de intervenções diretas e indiretas na saúde, desde as fases iniciais da vida. Essas medidas poderão aumentar a proporção de indivíduos que atingem as idades mais avançadas e livres de incapacidade, o que garante, na média, maior tempo e melhor qualidade de vida.

REFERÊNCIAS

1. Agree ME. The influence of personal care and assistive devices on the measurement of disability. *Soc Sci Med*. 1999;48(4):427-43. DOI:10.1016/S0277-9536(98)00369-4
2. Camarano AA. Cuidados de longa duração para população idosa. Família ou instituição de longa permanência? *Rev Sinais Soc*. 2008;3(7):10-39.
3. Camargos MCS, Perpetuo IHO, Machado CM. Expectativa de vida com incapacidade funcional em idosos em São Paulo, Brasil. *Rev Panam Salud Publica*. 2005;17(5/6):379-86. DOI:10.1590/S1020-49892005000500010
4. Camargos MCS, Machado CJ, Rodrigues RN. Disability life expectancy for the elderly, city of São Paulo, Brazil, 2000: gender and educational differences. *J Biosoc Sci*. 2006;39(3):455-63. DOI:10.1017/S0021932006001428
5. Camargos MCS, Machado CJ, Rodrigues RN. Sex differences in healthy life expectancy from self-perceived assessments of health in the City of São Paulo, Brazil. *Ageing Soc*. 2008;28(1):35-48. DOI:10.1017/S0144686X07006277
6. Camargos MCS, Rodrigues RN, Machado CJ. Expectativa de vida saudável para idosos brasileiros, 2003. *Cienc Saude Coletiva*. 2009;14(5):1903-9. DOI:10.1590/S1413-81232009000500032
7. Crimmins EM, Hayward MD, Saito Y. Changing mortality and morbidity rates and the health status and life expectancy of the older population. *Demography*. 1994;31(1):159-75. DOI:10.2307/2061913
8. Crimmins EM, Saito Y. Trends in healthy life expectancy in the United States, 1970-1990: gender, racial, and educational differences. *Soc Sci Med*. 2001;52(11):1629-41. DOI:10.1016/S0277-9536(00)00273-2
9. Fries JF. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *N Engl J Med*. 1980;303(3):130-5. DOI:10.1056/NEJM198007173030304
10. Fries JF. Measuring and monitoring success in compressing morbidity. *Ann Intern Med*. 2003;139(5 Pt 2):455-9. DOI:10.7326/0003-4819-139-5_Part_2-200309021-00015
11. Gruenberg EM. The Failures of Success. *Milbank Q*. 1977;83(4):779-80. DOI:10.1111/j.1468-0009.2005.00400.x
12. Guedes RG, Camargos MCS, Siviero PCL, Machado CJ, Oliveira DR. Educational and sex differences in the functional disability life expectancy of the elderly: Brazil 1998 and 2003. *Cad Saude Coletiva*. 2011;19(2):187-96.
13. Guillot M, Yu Y. Estimating health expectancies from two cross-sectional surveys: the intercensal method. *Demogr Res*. 2009;21(17):503-34. DOI:10.4054/DemRes.2009.21.17
14. Himes CL, Preston SH, Condran GA. A relational model of mortality at older ages in low mortality countries. *Popul Stud*. 1994;48(2):269-91. DOI:10.1080/0032472031000147796
15. Jacobzone S. Ageing and care for frail elderly persons: an overview of international perspectives. *OECD*. 1999;20:1-50. DOI:10.1787/313777154147
16. Katz S, Ford AB, Moskowitz RW, Jackson BA, Jaffe MW. Studies of illness in the aged. The index of ADL: a standardized measure of biological and psychosocial function. *JAMA*. 1963;185(12):914-19. DOI:10.1001/jama.1963.03060120024016

ⁱ Gonzaga MR. Uma proposta metodológica para estimar o padrão etário das transições de incapacidade e tendências na expectativa de vida ativa dos idosos: um estudo para o Brasil entre 1998 e 2008 [tese de doutorado]. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais; 2012.

17. Laditka SB, Wolf DA. New methods for analyzing active life expectancy. *J Aging Health*. 1998;10(2):214-41. DOI:10.1177/089826439801000206
18. Lièvre A, Brouard N. The estimation of health expectancies from cross- longitudinal surveys. *Math Popul Stud*. 2003;10:211-48. DOI:10.1080/713644739
19. Lima-Costa MF, Uchoa E, Guerra HL, Firmo JOA, Vidigal PG, Barreto SM. The Bambuí health and ageing study (BHAS): methodological approach and preliminary results of a population-based cohort study of the elderly in Brazil. *Rev Saude Publica*. 2000;34(2):126-35. DOI:10.1590/S0034-89102000000200005
20. Manton KG. Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population. *Milbank Mem Fund Q Health Soc*. 1982;60(2):183-244. DOI:10.2307/3349767
21. Moraes EN, Moraes FL, Lima SPP. Características biológicas e psicológicas do envelhecimento. *Rev Med Minas Gerais*. 2010;20(1):67-73.
22. Robine JM, Romieu I, Cambois E. Health expectancy indicators. *Bull World Health Organ*. 1999;77(2):181-85.
23. Romero DE, Leite IC, Szwarcwald CL. Expectativa de vida saudável no Brasil: uma aplicação do método de Sullivan. *Cad Saude Publica*. 2005;21 Suppl 1:7-18. DOI:10.1590/S0102-311X2005000700002
24. Schoen R. Modeling Multigroup Populations. New York: Plenum Press; 1988. The multistate life table; p. 63-105.
25. Sermet C, Cambois E. Measuring the state of health. In: Caselli G, Vallin J, Wunsch G. Demography: analysis and synthesis. Burlington: Academic Press, 2006. v.2, p. 13-27.
26. Sullivan DF, A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Reports*. 1971;86(4):347-54

Trabalho baseado na dissertação de mestrado de Nepomuceno MR, intitulada: "Expectativa de vida saudável no Brasil com base no método intercensitário", apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Demografia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, em 2012. Os autores declaram não haver conflito de interesses.