

Marcos Roberto Gonzaga

**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**

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2012
Marcos Roberto Gonzaga

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

Orientador: Prof. Roberto do Nascimento Rodrigues
Co-orientador: Prof. Bernardo Lanza Queiroz

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

Ficha Catalográfica

G642p
2012

Gonzaga, Marcos Roberto.
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/ , Marcos Roberto Gonzaga. - 2012.
158 f. : il., gráfs. e tabs.

Orientador: Roberto do Nascimento Rodrigues
Coorientador: Bernardo Lanza Queiroz
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia (p. 144 -156) e anexos.

1. Idosos – Saúde e higiene. 2. Expectativa de vida – Brasil – Teses. 3. Idosos – Brasil – Teses. I. Rodrigues, Roberto do Nascimento. II. Queiroz, Bernardo Lanza. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 362.6042981

Folha de Aprovação

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais pelo apoio incondicional durante a trajetória estudantil e acadêmica.

À Ana Rita pelo apoio, companheirismo, compreensão e paciência em todas as etapas do trabalho, especialmente na reta final.

Ao meu Orientador Prof. Roberto Nascimento Rodrigues e ao meu Co-orientador Bernardo Lanza Queiroz pela dedicação, aprendizagem e parceria durante todas as etapas do trabalho.

Ao Prof. Alberto Palloni pela contribuição e pelos ensinamentos durante o doutorado sanduiche na Universidade de Wisconsin (EUA).

Aos professores Carla Jorge Machado (Faculdade de Medicina/UFMG), Jerônimo Oliveira Muniz (FAFICH/UFMG), Juliana Vaz de Melo Mambrine (BDMG) e Lúri da Costa Leite (ENSP/FIOCRUZ/RJ), membros da banca examinadora, pelas valorosas contribuições para a versão final deste trabalho.

À Profa. Mirela Castro Santos Camargos (Fundação João Pinheiro), pelo apoio e pelas valorosas contribuições durante e depois do exame de qualificação desta Tese.

Aos amigos e amigas mestrandos e doutorandos do Cedeplar pela troca de experiências e conhecimentos, pelas críticas, incentivos, torcida e, principalmente, pela amizade.

A todos os professores, colegas e funcionários do CEDEPLAR e da FACE que, de forma direta ou indireta, contribuíram para a realização e conclusão deste trabalho.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIVD – Atividades Instrumentais da Vida Diária

AVD – Atividades da Vida Diária

Cedeplar – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

CIDIH – Classificação Internacional de Deficiências, Incapacidades e Desvantagens

EVA – Expectativa de Vida Ativa

EVI – Expectativa de Vida com Incapacidade

EVLI – Expectativa de Vida Livre de Incapacidade

EVM – Expectativa de Vida com Morbidade

EVS – Expectativa de Vida Saudável

EVT – Expectativa de Vida Total

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

MHAS – Mexican Health and Aging Study

OMS – Organização Mundial de Saúde

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar

PREHCO - Puerto Rican Elderly: Health Conditions

REVES – Réseau Esperance de Vie en Santé ou Rede Internacional de Pesquisas em Expectativa de Vida Saudável e Processos de Incapacidade

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	15
2	O DEBATE SOBRE A EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL: HIPÓTESES RELACIONADAS E PROCESSOS DE TRANSIÇÃO DA SAÚDE E INCAPACIDADE.....	23
2.1	Hipóteses relacionadas à delimitação da expectativa de vida saudável....	24
2.1.1.	A hipótese de compressão da morbidade.....	25
2.1.2	A hipótese de expansão da morbidade.....	26
2.1.3	A hipótese de equilíbrio dinâmico	28
2.1.4	O modelo de curvas de sobrevivência da Organização Mundial da Saúde.....	29
2.2	Breve perspectiva histórica da delimitação do debate sobre expectativa de vida saudável.....	32
2.2.1	Da transição epidemiológica para a transição de incapacidade	33
2.3	A evolução de conceitos, modelos e medidas para o cálculo da expectativa de vida saudável.....	36
2.3.1	Estado de saúde.....	39
2.3.2	Morbidade e incapacidade	41
2.4	Tendências e Diferenciais na Expectativa de Vida Saudável	45
2.4.1	Evidências empíricas nos países desenvolvidos	46
3	MÉTODOS TRADICIONAIS E NOVAS ABORDAGENS PARA ESTIMATIVA DA EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL	50
3.1	Limitações de pesquisas longitudinais e transversais para estimativas da EVS.....	51
3.2	Métodos tradicionais.....	54
3.2.1	O Método de Sullivan.....	55
3.2.2	O Método Multiestado.....	57
3.2.3	O Método de Múltiplos Decrementos.....	62

3.3	Novas Abordagens	63
3.3.1	Método Intercensitário	64
3.3.2	Abordagem de coorte	65
3.3.3	Abordagem Bayesiana.....	66
4	ABORDAGEM ALTERNATIVA PARA ANÁLISE DE TENDÊNCIAS NA EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL NO BRASIL	68
4.1	Incapacidade funcional e expectativa de vida saudável no Brasil	68
4.2	Proposta Metodológica	73
4.3	Aplicação da metodologia proposta para o caso do Brasil	77
4.3.1	Proporções de pessoas saudáveis e não-saudáveis por idade no Brasil ..	77
4.3.2	Taxas de transição padrão	78
4.4	Descrição das variáveis e construção do indicador de incapacidade funcional no Brasil, México e Porto Rico.....	79
4.4.1	Proporção de pessoas com incapacidade funcional no Brasil.....	79
4.4.2	Incidência de incapacidade funcional por idade no México e em Porto Rico	84
5	PADRÃO ETÁRIO E DIFERENCIAIS SOCIODEMOGRÁFICOS NA INCIDÊNCIA E PREVALÊNCIA DE INCAPACIDADE FUNCIONAL EM TRÊS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA E CARIBE	89
5.1	Diferenciais sociodemográficos e de saúde na prevalência de incapacidade funcional no Brasil	90
5.2	Padrão etário e diferenciais sociodemográficos nas taxas de transição de incapacidade funcional no México e em Porto Rico	96
5.3	Os padrões México e Porto Rico	104
5.5	Estrutura da base de dados para aplicação do método proposto.....	109
6	RESULTADOS DA APLICAÇÃO DO MÉTODO PARA ESTIMAÇÃO DAS TAXAS IMPLÍCITAS DE TRANSIÇÃO PARA O BRASIL	112
6.1	Síntese do método proposto para o caso do Brasil	112

6.2	Estimativa das taxas de transição implícitas nas PNAD.....	115
6.3	Estimativas por ano da PNAD	129
6.3.1	Evidências relacionadas às teorias sobre mudanças no padrão de morbididade.....	132
6.3.2	Comparação dos resultados.....	135
6.4	Diferenciais sociodemográficos nas taxas implícitas de transição de incapacidade para o Brasil.....	139
7	CONCLUSÃO	142
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	144
	ANEXOS	157

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1 – CURVA DE SOBREVIVÊNCIA PARA MORTALIDADE OBSERVADA E CURVAS DE SOBREVIVÊNCIAS HIPOTÉTICAS PARA MORBIDADE E INCAPACIDADE PARA MULHERES NOS ESTADOS UNIDOS (WHO, 1984).....	30
FIGURA 2 – ESPAÇO DE TRANSIÇÕES COM DOIS ESTADOS TRANSIENTES E UM ESTADO ABSORVENTE.....	52
TABELA 1 – NÚMERO E PROPORÇÃO DE PESSOAS DE 60 ANOS E MAIS DE IDADE NA AMOSTRA DA PNAD E NA POPULAÇÃO, BRASIL 1998, 2003 E 2008	81
TABELA 2 – PROPORÇÃO DE PESSOAS DE 60 ANOS E MAIS DE IDADE NAS AMOSTRAS DAS PNAD, DE ACORDO COM O GRAU DE DIFICULDADE PARA ALIMENTAR-SE, TOMAR BANHO OU IR AO BANHEIRO, BRASIL 1998, 2003 E 2008	82
TABELA 3 – PROPORÇÃO DE PESSOAS DE 60 ANOS E MAIS DE IDADE NAS AMOSTRAS DAS PNAD, CLASSIFICADOS COMO ATIVAS OU COM INCAPACIDADE FUNCIONAL, BRASIL 1998, 2003 E 2008	82
TABELA 4 – PROPORÇÃO DE INFORMANTES NO SUPLENTE DE SAÚDE DA PNAD, POR TIPO DE INFORMANTE, BRASIL 1998, 2003 E 2008	83
QUADRO 1 – COMPATIBILIZAÇÃO DAS INFORMAÇÕES SOBRE AVD ENTRE AS BASES DE DADOS DA PNAD, MHAS E PREHCO	86
TABELA 5 – NÚMERO DE TRANSIÇÕES ENTRE OS ESTADOS ATIVO, INCAPACITADO FUNCIONALMENTE E MORTE PARA PESSOAS ACIMA DE 60 ANOS DE IDADE, MÉXICO, 2001-2003.....	87
TABELA 6 – NÚMERO DE TRANSIÇÕES ENTRE OS ESTADOS ATIVO, INCAPACITADO FUNCIONALMENTE E MORTE PARA PESSOAS ACIMA DE 60 ANOS DE IDADE, PORTO RICO, 2002/2003 – 2006/2007	88

TABELA 7 – NÚMERO E PROPORÇÃO DE PESSOAS DE 60 ANOS E MAIS DE IDADE NA AMOSTRA, POR CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS E DE SAÚDE, BRASIL 1998, 2003 E 2008.....	92
TABELA 8 – ESTIMATIVAS PONTUAIS E INTERVALARES DA RAZÃO DAS CHANCES DE UM INDIVÍDUO DE 60 ANOS E MAIS SER CLASSIFICADO COMO INCAPACITADO FUNCIONALMENTE, BRASIL 1998, 2003 E 2008.....	95
TABELA 9 – NÚMERO E PROPORÇÃO DE PESSOAS DE 60 ANOS E MAIS DE IDADE POR CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS E DE SAÚDE, MÉXICO (2001) E PORTO RICO (2002/2003).....	97
TABELA 10 – ESTIMATIVAS DO MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL PARA OS EFEITOS DE CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS E DE SAÚDE NAS TRANSIÇÕES ENTRE ESTADOS FUNCIONAIS E MORTE, MÉXICO (2001/2003).....	100
TABELA 11 – ESTIMATIVAS DO MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL PARA OS EFEITOS DE CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS E DE SAÚDE NAS TRANSIÇÕES ENTRE ESTADOS FUNCIONAIS E MORTE, PORTO RICO (2002/2003 – 2006/2007).....	101
TABELA 12 – EFEITOS MARGINAIS (OU DISCRETOS) DAS VARIÁVEIS EXPLICATIVAS NAS PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO ENTRE ESTADOS FUNCIONAIS E MORTE, MÉXICO (2001/2003) E PORTO RICO (2002/2003 – 2006/2007).....	103
FIGURA 4 – TAXAS ANUAIS DE TRANSIÇÃO ENTRE OS ESTADOS ATIVO, INCAPACITADO FUNCIONALMENTE E MORTE, ESTIMADAS PELO MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL POR IDADE, SEXO E POPULAÇÃO TOTAL, MÉXICO (2001-2003) E PORTO RICO (2002/2003-2006/2007).....	105
FIGURA 5 – PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO ENTRE OS ESTADOS ATIVO, INCAPACITADO FUNCIONALMENTE E MORTE, ESTIMADAS PELO MODELO POISSON POR IDADE E POPULAÇÃO TOTAL, MÉXICO (2001-2003) E PORTO RICO (2002/2003-2006/2007).....	107

FIGURA 6 – PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO ENTRE OS ESTADOS ATIVO, INCAPACITADO FUNCIONALMENTE E MORTE, ESTIMADAS PELOS MODELOS POISSON E LOGÍSTICO, POR IDADE E POPULAÇÃO TOTAL, MÉXICO (2001-2003).....	108
FIGURA 7 – PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO ENTRE OS ESTADOS ATIVO, INCAPACITADO FUNCIONALMENTE E MORTE, ESTIMADAS PELOS MODELOS POISSON E LOGÍSTICO, POR IDADE E POPULAÇÃO TOTAL, PORTO RICO (2002/2003-2006/2007)	108
QUADRO 2 – RECORTE DA CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS PARA APLICAÇÃO DO MODELO PROPOSTO	110
FIGURA 8 – TAXAS ANUAIS DE TRANSIÇÃO ENTRE OS ESTADOS FUNCIONAIS E MORTE, AJUSTADAS PELOS MODELOS LOGÍSTICO E POISSON, POR IDADE E POPULAÇÃO TOTAL, MÉXICO (2001-2003) E PORTO RICO (2002/2003-2006/2007).....	117
QUADRO 3 – COEFICIENTES ESTIMADOS PELO MODELO DE REGRESSÃO NÃO LINEAR DE ACORDO COM AS EQUAÇÕES 12 E 13 E VALORES FIXADOS PARA ϕ , BRASIL, 1998, 2003 E 2008	120
FIGURA 9 – VARIABILIDADE NAS ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS θ , γ E λ EM FUNÇÃO DOS VALORES FIXADOS PARA O PARÂMETRO ϕ , BRASIL, 1998, 2003 E 2008	121
TABELA 13 – PROPORÇÃO DE PESSOAS DE 60 ANOS E MAIS DE IDADE NA AMOSTRA DA MHAS, CLASSIFICADOS COMO ATIVAS OU INCAPACITADAS, MÉXICO, 2001 E 2003.....	122
GRÁFICO 1 – PROPORÇÃO DE PESSOAS COM INCAPACIDADE FUNCIONAL POR IDADE, BRASIL (1998, 2003 E 2008) E MÉXICO (2001 E 2003)	123
FIGURA 10 – TAXAS ANUAIS DE TRANSIÇÃO DE INCAPACIDADE FUNCIONAL AJUSTADAS PELO PADRÃO MÉXICO (2001/2003) E IMPLÍCITAS NAS PNAD DE ACORDO COM VALORES FIXADOS PARA ϕ , BRASIL – 1998, 2003 E 2008.....	125

GRÁFICO 2 – TAXAS IMPLÍCITAS DE MORTALIDADE TOTAL NAS PNAD PARA DIFERENTES VALORES DE φ E TAXA DE MORTALIDADE TOTAL PARA O BRASIL NO ANO DE 2008	126
TABELA 14 – ESTIMATIVAS DA EXPECTATIVA DE VIDA TOTAL, EXPECTATIVA DE VIDA ATIVA E EXPECTATIVA DE VIDA COM INCAPACIDADE, AMBOS OS SEXOS, BRASIL (1998, 2003 E 2008) E MÉXICO (2001/2003).....	128
QUADRO 4 – COEFICIENTES ESTIMADOS PELO MODELO DE REGRESSÃO NÃO LINEAR DE ACORDO COM AS EQUAÇÕES 7 E 8 E VALORES FIXADOS PARA φ , BRASIL, 1998, 2003 E 2008.....	130
FIGURA 11 – TAXAS DE TRANSIÇÃO DE INCAPACIDADE FUNCIONAL IMPLÍCITAS POR ANO DA PNAD E VALORES FIXOS DE φ , BRASIL (1998, 2003 E 2008)	131
TABELA 15 – ESTIMATIVAS DA EXPECTATIVA DE VIDA TOTAL, EXPECTATIVA DE VIDA ATIVA E EXPECTATIVA DE VIDA COM INCAPACIDADE AOS 60 ANOS DE IDADE, POR ANO DA PNAD, AMBOS OS SEXOS, BRASIL (1998, 2003 E 2008)	133
FIGURA 12 – PROPORÇÃO DO NÚMERO MÉDIO DE ANOS VIVIDOS SEM INCAPACIDADE FUNCIONAL (%EVA) E COM INCAPACIDADE (%EVI), BRASIL (1998, 2003 E 2008)	134
TABELA 16 – ESTIMATIVAS DA EXPECTATIVA DE VIDA TOTAL, EXPECTATIVA DE VIDA ATIVA E EXPECTATIVA DE VIDA COM INCAPACIDADE AOS 60 OU AOS 65 ANOS DE IDADE PUBLICADAS E SELECIONADAS, POR SEXO E POPULAÇÃO TOTAL, BRASIL (1998, 2003 E 2008).....	136
TABELA 17 – ESTIMATIVAS PONTUAIS E INTERVALARES DA EXPECTATIVA DE VIDA TOTAL, ATIVA E COM INCAPACIDADE FUNCIONAL POR IDADE, SEXO E POPULAÇÃO TOTAL, ESTIMADAS PELO MÉTODO DE SULLIVAN, BRASIL (1998, 2003 E 2008)	138

QUADRO 5 – COEFICIENTES ESTIMADOS PELO MODELO DE REGRESSÃO NÃO LINEAR, POR SEXO E VALORES FIXADOS PARA φ , BRASIL (1998, 2003 E 2008).....	140
FIGURA 3 – PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO ENTRE OS ESTADOS ATIVO, INCAPACITADO FUNCIONALMENTE E MORTE, ESTIMADAS PELO MODELO LOGÍSTICO MULTINOMIAL POR IDADE, SEXO E POPULAÇÃO TOTAL, MÉXICO (2001-2003) E PORTO RICO (2002/2003-2006/2007).....	157
FIGURA 13 – TAXAS DE TRANSIÇÃO DE INCAPACIDADE FUNCIONAL IMPLÍCITAS POR SEXO E VALORES FIXOS DE φ , BRASIL (1998, 2003 E 2008)	158

RESUMO

A expectativa de vida saudável é um indicador amplamente utilizado nos estudos de saúde e para a análise empírica da hipótese de compressão da morbidade. As estimativas adequadas para análise de tendências deste indicador requerem utilização de tábuas de vida multiestado com base no conhecimento do padrão etário das transições entre estados de saúde e morte no período de estudo. Essa demanda é apontada como um dos principais obstáculos para análise de tendências da expectativa de vida saudável em função da escassez de dados longitudinais sobre condições de saúde da população.

Este trabalho propõe uma nova abordagem metodológica para estimativa de tendências da expectativa de vida ativa, na ausência de dados longitudinais. O método proposto estima a estrutura etária para as taxas de transição implícitas nas pesquisas transversais, com base em um padrão etário para as taxas de transição entre estados de saúde e morte, provenientes de pesquisas longitudinais de outras populações, e em proporções de indivíduos saudáveis e não-saudáveis por idade, provenientes de pesquisas transversais. A implementação da nova proposta é feita para o Brasil nos anos de 1998, 2003 e 2008, utilizando-se os dados das Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares.

As taxas implícitas de transição de incapacidade por idade, estimadas pelo novo método, são coerentes com os resultados apresentados na literatura. Os resultados indicam que a estimação dos parâmetros para a especificação mais simples do modelo produz resultados coerentes. As estimativas para as expectativas de vida ativa e com incapacidade, nos anos de 1998, 2003 e 2008, não são significativamente diferentes das estimativas produzidas por outros métodos.

O segundo exercício, utilizando outras covariáveis de interesse, apresentou resultados menos satisfatórios devido, principalmente, à falta de consistência na estimação de alguns parâmetros. Todavia, os resultados são promissores e apontam para a busca de soluções mais consistentes de modelos mais complexos.

Palavras-chave: compressão da morbidade, expectativa de vida ativa, tábua de vida multiestado.

ABSTRACT

The healthy life expectancy (HALE) is an empirical indicator commonly used in healthy and morbidity compression studies. A good estimate of HALE usually requires multi-state life tables. Furthermore, these tables normally provide information about individuals' age-specific transitions in health status and deaths during the period of study. However, in Brazil, the existence of these tables is the bottleneck to study trends in HALE since the country lacks longitudinal data about the healthy conditions of the population.

In this context, this work aims to present a new methodology to estimate disability-free life expectancy, in the absence of longitudinal datasets. Hereby, the proposed method estimates age-specific transition rates of cross-sectional data according to well-documented longitudinal age-specific health transition rates of other populations, and the proportion of health and unhealthy individuals by age, reported in cross-sectional Brazilian datasets. In order to estimate healthy life expectancy, this work makes use of three cross-sectional Household datasets from 1998, 2003 and 2008.

The results show that the estimated disability transition rates are consistent with the current literature. Moreover, the estimate parameters for a simple model specification seem to produce very reliable results. In 1998, 2003 and 2008 the estimated life expectancy – with and without any disability – do not show significant statistical differences from other estimates, produced by other methods.

A second exercise, based on other covariates, presents less satisfactory estimates due to the lack of robust parameters estimation. However, the results of this work are promising and perhaps indicative of other more complex model solutions.

Keywords: compression of morbidity, active life expectancy, multistate life table.

1 INTRODUÇÃO

Nos países desenvolvidos, a redução histórica nos níveis de mortalidade propiciou um aumento significativo na expectativa de vida ao nascer, que se situava entre 25 e 40 anos no século XIX e alcançou a marca de 70 anos por volta de 1960, situando-se, em 2010, entre 80 e 83 anos em muitos países (United Nations, 2010; Edwards & Tuljapurkar, 2005). Tradicionalmente, declínios na mortalidade eram associados com declínios na morbidade da população (Nusselder, 2003). Entretanto, neste início do século XXI, em países de baixa mortalidade, onde melhorias na expectativa de vida são consequências, principalmente, de reduções na mortalidade por doenças crônicas nas idades avançadas, existe um debate relacionado à associação entre mortalidade, morbidade e saúde. Há um interesse crescente em identificar se uma vida mais longa significa, necessariamente, melhores condições de saúde para a população sobrevivente (Robine, 2003; Nusselder, 2003; Cai & Lubitz, 2007).

A expectativa de vida saudável (EVS) é uma medida que combina informações de mortalidade e morbidade, sendo, portanto, um indicador importante para monitorar as condições de saúde de uma população. Guillot & Yu (2009) destacam dois principais motivos de se utilizar a expectativa de vida saudável como indicador de saúde. Primeiro, por ser um indicador de saúde que também incorpora a mortalidade, a Organização Mundial da Saúde tem reconhecido sua importância para comparações e tendências internacionais, podendo, assim, revelar diferenças importantes no nível de morbidade e incapacidade entre populações. Segundo, tendências na expectativa de vida saudável são particularmente importantes para análise das hipóteses relacionadas a mudanças no padrão de morbidade e incapacidade (Guillot & Yu, 2009).

As hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico da morbidade têm sido conduzidas sob a ótica das mudanças históricas ocorridas no padrão de morbi-mortalidade dos países desenvolvidos, ou de muito baixa mortalidade, onde os processos de transformações demográficas e epidemiológicas ocorreram lentamente e em estágios bem definidos (Omran, 1982; Horiuchi, 1999). Já no

contexto das mudanças ocorridas nos países em desenvolvimento, cujos processos se deram de forma acelerada, uns mais que outros, fazendo com que houvesse uma sobreposição dos estágios dessas transformações (Palloni, 1985; Frenk et al, 1991; Schramm, 2004), é importante a análise de tendências na expectativa de vida saudável com o objetivo de entender como as condições observadas nos países em desenvolvimento podem contribuir para o debate sobre a compressão da morbidade.

No que diz respeito à mensuração da EVS, especialmente com o objetivo de analisar a hipótese de compressão da morbidade, argumenta-se que a obtenção de resultados mais precisos, ou adequados, requer o conhecimento do padrão etário das transições entre estados de saúde e morte para o mesmo indivíduo, entre dois ou mais pontos do tempo, possibilitando, assim, a utilização do método de tábua de vida multiestado para construção do indicador (Rogers, 1975; Schoen, 1975; Rogers, Rogers & Branch, 1989; Lièvre, Brouard & Healthcote, 2003; Guillot & Yu, 2009).

Em diversos países do mundo o principal obstáculo para estimativas do padrão etário para as respectivas transições é a indisponibilidade de informações longitudinais sobre os movimentos individuais entre os estados de saúde e morte por idade. Por outro lado, grande parte desses países possui informações sobre condições de saúde da população provenientes de uma ou mais pesquisas transversais.

No Brasil, por exemplo, proporções de determinadas condições de saúde são comumente obtidas em pesquisas transversais, como é o caso do Suplemento de Saúde das Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares (PNAD), que são nacionalmente representativas, e cuja coleta de dados tem sido realizada periodicamente. Assim, no caso do Brasil e de outros países em situação semelhante, é de especial interesse o desenvolvimento de métodos que possibilitem a estimação do padrão etário das taxas de transição entre estados de saúde e morte, na ausência de pesquisas longitudinais nacionalmente representativas.

O principal objetivo desta tese é o desenvolvimento de uma proposta metodológica para estimação das taxas de transição por idade entre estados de saúde e morte. O método proposto estima a estrutura etária para as taxas de transição implícitas nas pesquisas transversais, com base em um padrão etário para as taxas de transição entre estados de saúde e morte, oriundos de pesquisas longitudinais e nacionalmente representativas de outras populações, e em proporções de indivíduos saudáveis e não-saudáveis por idade, oriundos de pesquisas transversais.

Considerando apenas dois estados transientes de saúde, sendo a mortalidade de indivíduos saudáveis e não-saudáveis um estado absorvente, tem-se que a proporção observada de pessoas saudáveis na idade $x+n$ é uma função proporção de pessoas não-saudáveis e saudáveis na idade x , expostas aos riscos de transição entre os dois estados transientes (saudável/não-saudável) e o estado absorvente (morte). Deste modo, o método proposto nesta tese relaciona a proporção de indivíduos saudáveis na idade x às proporções de indivíduos saudáveis e não saudáveis na idade $x-n$, expostas aos respectivos riscos de transição. Na ausência de informações longitudinais para estimação desses riscos, a aplicação do método requer a utilização das funções de riscos estimadas em populações que possuem tais informações. Neste caso, assume-se que a estrutura etária das funções de riscos da população em estudo seja semelhante à estrutura etária das funções de riscos adotadas como padrão.

Recentemente, Guillot & Yu (2009) desenvolveram um método, denominado Método Intercensitário, que utiliza informações de registros de óbitos conjuntamente com proporções (prevalências) de pessoas saudáveis e não saudáveis em duas pesquisas transversais consecutivas. Com alguns pressupostos em relação à estrutura etária das probabilidades de transição, implícitas nos dados transversais, o método reproduz uma estrutura multiestado e possibilita a estimação do número de anos que alguém pode esperar viver a partir da idade x , em uma determinada condição de saúde, independentemente da condição de saúde na idade x , denominado por Guillot & Yu (2009) como expectativa de vida saudável não condicional.

Outro método tradicionalmente utilizado para o cálculo da EVS, e que possibilita incorporar a heterogeneidade dos riscos na construção da tábua de vida refere-se ao método de múltiplos decrementos (Chiang, 1970, Baptista, 2003). Este método possui certa atratividade na medida em que possibilita uma análise de riscos competitivos no cálculo da EVS. No entanto, uma importante limitação é a impossibilidade de estimar o risco de retorno ao estado de saúde original (recuperação).

Um possível diferencial do método proposto nesta tese, em relação aos métodos tradicionais e ao Método Intercensitário, que também estima o padrão etário das transições de incapacidade, é a possibilidade de uma análise multivariada de tendências na EVS. Não obstante, o método proposto pode se tornar uma ferramenta promissora em diversas aplicações, uma vez que a metodologia de tábuas de vida tem sido estendida para aplicação em diversas áreas do conhecimento.

Com base na utilização do método proposto nesta tese, um segundo objetivo consiste em examinar as tendências da expectativa de vida saudável, ou livre de incapacidade no Brasil, considerando informações do Suplemento de Saúde das Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008, tendo em vista analisar se o aumento no tempo médio de vida, a partir dos 60 anos, tem sido acompanhado por uma expansão ou contração dos anos vividos com algum tipo de incapacidade.

Embora alguns pesquisadores tenham dedicado especial atenção à mensuração da expectativa de vida saudável no Brasil (Camargos, Perpétuo e Machado, 2005; Romero, Leite e Szwarcwald, 2005; Camargos, Machado e Rodrigues, 2007; Camargos, Machado e Rodrigues, 2008; Camargos, Rodrigues e Machado, 2009), pouco se tem avançado nas análises de tendências desse indicador.

A hipótese de compressão da morbidade, formulada por Fries em 1980 e considerada uma visão otimista sobre a condição de saúde da população, pressupõe que, com a transição da mortalidade e a adoção de um estilo de vida mais saudável, pode ocorrer um postergamento das doenças não-transmissíveis e uma redução do número de anos vividos no “estado” de morbidade ou

incapacidade antes da morte (Fries, 1980). Já a hipótese alternativa, considerada uma visão pessimista, inicialmente descrita por Gruenberg (1977), Kramer (1980) e Verbrugge (1984) como pandemia de morbidades e posteriormente formulada por Olshansky (1991) como expansão da morbidade, sugere que as reduções na mortalidade estão associadas a períodos mais longos de morbidade/incapacidade. Segundo essa hipótese, os ganhos em termos do tempo médio de vida estariam associados em maior medida aos avanços médicos do que às condições pregressas no tocante a um estilo de vida mais saudável. A terceira hipótese, considerada como intermediária às outras duas, formulada por Manton (1982), sugere que a mesma força que governa a mortalidade também governa a morbidade/incapacidade, fazendo com que aumentos na sobrevivência produzam aumentos na morbidade/incapacidade. Porém, devido às intervenções da medicina, os anos com morbidade/incapacidade severa permanecem relativamente constantes.

As teorias, hipóteses ou debates recentes sobre tendências futuras do padrão de morbi-mortalidade adulta são consequências, especialmente, do que conhecemos sobre as trajetórias das transições epidemiológica e de mortalidade nos países desenvolvidos, que tiveram início ainda no século XIX e cuja duração foi de cerca de um século (Jagger, 2000; Olshansky et al, 1991; Bongaarts, 2006). Em alguns países desenvolvidos, especialmente do ocidente europeu, a transição da mortalidade ocorreu num período de 200 anos. O padrão de declínio da mortalidade nesses países resultou, principalmente, de melhorias no padrão de vida e status nutricional (Fogel, 1986; Palloni & Guido, 2004).

Nos países em desenvolvimento, especialmente da América Latina e Caribe, a escassez de estudos sobre esse tópico não permite que haja uma contribuição consistente para o debate travado com base na experiência dos países de baixa mortalidade. O que se sabe, ao certo, é que o início, ritmo e natureza das transições diferem significativamente entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Por exemplo, na América Latina a ocorrência de aumentos significativos na expectativa de vida demorou entre 25% e 30% menos tempo do que nos países desenvolvidos (Palloni, 1981, Palloni & Wyrick, 1981).

O Brasil, especificamente, também tem sido poucas vezes alvo de estudos que permitam analisar o processo de transição da morbi-mortalidade à luz das três hipóteses que dominam o debate sobre a questão. Nas últimas décadas o país tem apresentado rápidas transformações demográficas, como mudanças na estrutura etária da população, movendo-se de uma estrutura mais jovem para outra mais envelhecida; rápido processo de transição da mortalidade, com aumentos substanciais da expectativa de vida da população às várias idades e redução da mortalidade entre os idosos (Prata, 1992; Carvalho & Garcia, 2003; Carvalho, 2004; Campos & Rodrigues, 2004). Neste novo cenário tem-se verificado tendências de convergência de padrões demográficos e epidemiológicos, ainda que em estágios não tão bem definidos (Frenk *et al*, 1991; Schramm *et al*, 2004), para padrões próximos daqueles de alguns países desenvolvidos (Wilson, 2001).

A contribuição da experiência observada nos países em desenvolvimento para o debate sobre tendências futuras nos padrões de morbi-mortalidade é de grande relevância e requer investigações quanto aos seus desdobramentos para o processo de envelhecimento da população. No caso do Brasil, se aumentos na sobrevivência são acompanhados por aumentos na morbidade, o acréscimo de população idosa com piores condições de saúde, como consequência de uma maior exposição a doenças transmissíveis na vida pregressa, pode produzir um aumento de demanda em seguridade social e serviços de saúde. Por outro lado, acréscimos no tempo médio de vida, acompanhados por melhorias nas condições de saúde, revelam um cenário otimista e importante para planejamentos futuros como, por exemplo, na realocação de recursos, tábuas atuariais, entre outros. Uma análise das hipóteses formuladas pode auxiliar na busca de ações alternativas para planejamentos a médio e longo prazo, seja num cenário pessimista, otimista ou outro mais complexo das tendências observadas.

Além desta introdução, esta tese está estruturada em seis capítulos. No segundo capítulo apresenta-se uma revisão do debate sobre a expectativa de vida saudável no contexto dos processos de transição da saúde e incapacidade, assim como das hipóteses relacionadas. Ainda neste capítulo apresenta-se uma breve perspectiva histórica da delimitação do debate, a evolução de conceitos, modelos

e medidas para o cálculo da EVS, assim como aspectos relacionados às tendências e diferenças na expectativa de vida saudável nos países desenvolvidos. Já no terceiro capítulo apresenta-se as limitações nas informações longitudinais e transversais, assim como nos métodos tradicionais e alternativos, utilizados para cálculo da EVS.

No Quarto Capítulo apresenta-se a nova proposta para a estimativa e análise de tendências na expectativa de vida saudável, descrevendo o método e uma proposta metodológica de operacionalização para o caso do Brasil. Neste capítulo a apresentação do método e de sua proposta de operacionalização é precedida por uma breve apresentação de resultados e estudos sobre incapacidade funcional e expectativa de vida saudável no Brasil, com base em métodos tradicionais.

No quinto capítulo tendo em vista os diferenciais sociodemográficos e de condições de saúde, tanto na incidência quanto na prevalência de incapacidade funcional por idade entre os idosos, apresenta-se uma análise desses diferenciais com base nas pesquisas longitudinais do México e de Porto Rico e nas Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008 no Brasil. Ainda neste capítulo estima-se padrões etários para as taxas de transição entre estados de saúde e morte com base nas pesquisas longitudinais sobre condições de saúde dos indivíduos adultos e idosos do México e de Porto Rico: *Mexican Health and Aging Study* (MHAS) e *Puerto Rican Elderly: Health Conditions* (PREHCO), respectivamente. As taxas de transições de incapacidade funcional estimadas com base nas pesquisas MHAS e PREHCO foram utilizadas como padrão etário de transição para aplicação do método proposto no capítulo anterior.

No sexto capítulo apresenta-se os resultados com aplicação do método proposto, ou seja, estimativas para as taxas de transição implícitas nas Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008 no Brasil, com base na metodologia proposta, utilizando os padrões de transição estimados para o México e Porto Rico. Ainda neste capítulo aborda-se uma análise de tendências na expectativa de vida saudável para o Brasil, com base nas taxas de transição estimadas, comparando os resultados obtidos pelo novo método com aqueles obtidos pelo método de Sullivan e pelo Método Intercensitário. Finalmente, no

sétimo Capítulo, apresenta-se as conclusões e discussões dos resultados, assim como possíveis vantagens e limitações na aplicação do método proposto.

2 O DEBATE SOBRE A EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL: HIPÓTESES RELACIONADAS E PROCESSOS DE TRANSIÇÃO DA SAÚDE E INCAPACIDADE

O debate sobre as consequências das mudanças no padrão de morbimortalidade, associadas com o processo de envelhecimento populacional no contexto dos países desenvolvidos, tem alcançado espaço significativo numa rede internacional de pesquisas em expectativa de vida saudável e processos de incapacidade – REVES (*Réseau Esperance de Vie en Santé*)¹ – e está fundamentado em três hipóteses formuladas em relação às mudanças no padrão de morbidade da população: *compressão da morbidade* (Fries, 1980), *expansão ou pandemia de morbidades* (Gruenberg, 1977; Kramer, 1980; Verbrugge, 1984; Olshansky, 1991) e *equilíbrio dinâmico* (Manton, 1982). Estas hipóteses, às vezes mencionadas como teorias, estão relacionadas à associação entre os processos de mudanças na mortalidade, morbidade e saúde da população (Robine, Mathers & Brouard, 1996; Nusselder, 2003).

As tentativas de verificação empírica da hipótese de compressão da morbidade têm apresentado resultados diversos (Fries, 1980; Manton, 1982; Olshansky et al, 1991; Crimmins & Ingegneri, 1993; Crimmins, 1996; Wilmoth, 1997; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Robine, 2003, Robine, Romieu & Michel, 2003), abrindo espaço para um debate que tem levado, nos últimos anos, a uma busca pela padronização dos conceitos e medidas, pela definição de métodos e pela contextualização sociocultural na mensuração do processo. Essas três preocupações constituem os principais objetivos de redes de pesquisa e da Organização Mundial de Saúde (WHO, 1984; Laditka & Hayward, 2003; Buratta & Edigi, 2003; Boshuizen & Perenboom, 2003).

¹ Dentre os objetivos da REVES destacam-se as evoluções metodológicas para mensuração da expectativa de vida saudável e promoção de comparações e tendências internacionais. Maiores informações podem ser encontradas no sítio: <http://reves.site.ined.fr/en/>.

Este capítulo tem por objetivo inicial definir as hipóteses formuladas e descrever o modelo teórico proposto pela Organização Mundial de Saúde (WHO, 1984), destacando como esse modelo pode ser utilizado para visualização do mecanismo pelo qual as hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico podem ocorrer. Em seguida, o foco volta-se para uma breve apresentação da perspectiva histórica de delimitação do debate. Tendo em vista o objetivo de construir um indicador que possibilite a análise de tendências da expectativa de vida saudável, apresenta-se na sequência uma descrição da evolução de conceitos e medidas para o cálculo desse indicador. Finalmente, incluem-se alguns resultados de estudos sobre tendências e diferenciais na EVS nos países desenvolvidos.

2.1 Hipóteses relacionadas à delimitação da expectativa de vida saudável

Ao ser introduzida na literatura, a hipótese de compressão da morbidade rapidamente ganhou destaque, mas a falta de evidência empírica ou divergência de resultados suscitou hipóteses alternativas, dando início ao debate (Fries, 1980; Manton, 1982; Fries, 1983; Olshansky et al, 1991; Crimmins, 2003). Três hipóteses foram propostas para explicar as mudanças no estado de saúde e incapacidade dividindo as tendências, de forma geral, em três grupos: melhora, piora e situação estável na condição de saúde da população (Robine, Mathers & Brouard, 1996), também expressos como compressão da morbidade, expansão da morbidade e equilíbrio dinâmico.

A análise dessas hipóteses depende de uma série de desenvolvimentos conceituais e operacionais. Nas últimas décadas várias abordagens têm sido propostas para padronização de conceitos e medidas e, assim, facilitar as análises num contexto de comparações internacionais (Robine & Ritchie, 1991; Van de Water *et al*, 1995; Nusselder, 2003; Laditka & Hayward, 2003; Boshuizen & Perenboom, 2003).

2.1.1 A hipótese de compressão da morbidade

O conceito de compressão da morbidade, tal como originalmente proposto por Fries (1980), estava fundamentado em duas hipóteses: limite superior na longevidade humana e adiamento na idade de início das condições crônicas. Sob essas hipóteses, uma tendência de declínio significativo nos níveis de mortalidade, com a existência de um limite biológico para a longevidade humana, poderia desencadear um processo de compressão da mortalidade, ou de retangularização da curva de sobrevivência nas idades mais avançadas (Fries, 1980; Wilmoth, 1997; Wilmoth & Horiuchi, 1999). Assim, no conceito original da compressão da morbidade, sob a premissa de um limite fixado para a longevidade humana, um aumento no número médio de anos sem morbidade igualar-se-ia a um decréscimo no número médio de anos com morbidade (Fries, 1980; Nusselder, 2003). Com base no conceito original, para que a compressão da morbidade ocorresse bastaria um aumento da idade média de início da condição crônica, fazendo com que as pessoas pudessem viver por mais tempo em melhores condições de saúde (Nusselder, 2003).

Posteriormente, a partir de alguns questionamentos (Manton, 1982), com base em resultados empíricos sobre a hipótese de compressão da morbidade, Fries (1983) tornou mais abrangente o conceito de compressão da morbidade, acrescentando que a idade média de início da condição crônica pode aumentar mais rapidamente que a expectativa de vida, levando a uma redução dos anos de vida vividos com enfermidade (Fries, 1983; 1984, Nusselder, 2003). Com isso, Fries (1983) acrescentou ao conceito de compressão da morbidade a idéia de uma compressão absoluta e relativa. A compressão absoluta da morbidade pode ocorrer se as taxas específicas de morbidade decrescem mais rapidamente do que as taxas específicas de mortalidade. Já uma compressão relativa pode ocorrer se o número de anos vividos após a manifestação da primeira condição crônica decresce como percentual da expectativa de vida (Fries, 1983).

2.1.2 A hipótese de expansão da morbidade

Ao contrário da compressão da morbidade, o conceito de expansão da morbidade é apresentado como uma visão mais pessimista no processo de mudanças no padrão de morbi-mortalidade da população. Antecipada por Gruenberg (1977), Kramer (1980) e Verbrugge (1984) como pandemia de morbidades e, posteriormente, formulada por Olshansky *et al* (1991) como expansão da morbidade, essa hipótese sugere que as reduções na mortalidade, especialmente entre os idosos, estão associadas a períodos mais longos de morbidade da população sobrevivente.

Segundo a hipótese de expansão da morbidade (Olshansky *et al*, 1991), os mecanismos (fisiológicos/epidemiológicos) por intermédio dos quais reduções na mortalidade levam a aumentos no número de anos com morbidade, tanto no nível individual quanto populacional, envolvem mudanças na taxa de letalidade da doença, na idade de início da doença e na distribuição de causas de incapacidade.

Em relação ao primeiro mecanismo, como consequência de avanços na medicina, pode ocorrer um aumento na sobrevivência de pessoas convivendo com alguma condição crônica resultante da redução da letalidade de certas doenças, provocando, assim, um aumento na prevalência de morbidades ou incapacidade relacionada. Olshansky *et al* (1991) destacam, por exemplo, que algumas contribuições reconhecidas de avanços na tecnologia médica, como o desenvolvimento no uso de antibióticos, insulina, medicamentos para prevenir a hipertensão, quimioterapia, entre outros, resultaram em um prolongamento da vida entre aqueles que já possuíam alguma condição incapacitante, ou seja, a duração de incapacidade aumentaria na medida em que as taxas de letalidade declinam. Essa população sobrevivente, já fragilizada pela condição crônica incapacitante, vive por mais tempo com alguma incapacidade, que tende a piorar com o aumento da idade, ou seja, em função do processo de senescência

humana² (Olshansky *et al*,1991, Nusselcer, 2003). Segundo Olshansky e colaboradores, esse primeiro mecanismo refere-se ao fato de que a tecnologia médica pode adiar a letalidade das doenças e atenuar os sintomas para aqueles que sobrevivem (Olshansky *et al*, 1991).

Os avanços tecnológicos na medicina podem ser utilizados, ainda, para detectar a progressão de doenças letais, alertando os indivíduos e profissionais de saúde sobre a necessidade de reduzir a progressão dessas doenças, ou remover a doença antes que ela alcance estágios avançados quando, então, cirurgias e intervenções terapêuticas tornam-se menos eficazes (Olshansky *et al*, 1991).

Outro possível efeito dos avanços na medicina seria um adiamento da idade de início da doença e de suas complicações, o que envolveria um efeito desses avanços na progressão de doenças que surgem como consequência do processo de senescência humana. Entretanto, Olshansky e colaboradores, alertam para a falta de evidências empíricas de que a progressão de tais doenças seria afetada pelos avanços na medicina.

O terceiro mecanismo refere-se a uma hipotética alteração na distribuição das causas de incapacidade. Como resumidamente descrito por Nusselder (2003), um declínio na mortalidade por doenças letais tem como consequência uma população sobrevivente com altos riscos de morbidade crônica e incapacidade relacionada, o que levaria a uma mudança na distribuição de causas de incapacidade e aumento na prevalência, ou seja, a incapacidade deixa de ser consequência de doenças letais e passa a ser o resultado de doenças associadas com a idade ou com o estilo de vida. Evidências deste mecanismo seriam os processos incapacitantes causados por certos tipos de doenças, como diabetes.

² O processo de senescência se refere ao processo natural de envelhecimento biológico (Fries, 1980), que é caracterizado por uma redução das reservas homeostáticas, provocando uma involução morfológica e funcional que afeta a maioria dos órgãos e leva a um gradual declínio na performance dos indivíduos, culminando com a morte. O termo envelhecimento é utilizado para indicar tais transformações com o decorrer do tempo.

2.1.3 A hipótese de equilíbrio dinâmico

Ao comparar as hipóteses de compressão e expansão da morbidade com evidências empíricas, Manton (1982) apresenta uma perspectiva alternativa que leva em consideração premissas adjacentes a essas hipóteses. De acordo com Manton (1982), tanto a hipótese de compressão quanto a de expansão da morbidade consideram que as doenças crônicas, mais que a mortalidade, devem ser o foco primário nos esforços da saúde pública. Ou seja, ambas as hipóteses sugerem que esforços alternativos para tratamentos clínicos de doenças crônicas necessitam ser desenvolvidos para o controle dessas doenças e de seus efeitos incapacitantes. Entretanto, cada hipótese estaria fundamentada em diferentes perspectivas de como esses esforços deveriam ser conduzidos (Manton, 1982). A hipótese de expansão da morbidade enfatiza a importância da epidemiologia e prevenção, ao passo que a hipótese de compressão da morbidade atribui tal importância ao papel da medicina geriátrica e da responsabilidade pessoal no cuidado com a saúde (Manton, 1982).

Com o objetivo de tornar mais clara a relação entre morbidade e mortalidade, na medida em que a expectativa de vida aumenta, Manton (1982) introduziu o conceito de “equilíbrio dinâmico”. Esse conceito, segundo o autor, envolve uma análise dos fatores que podem influenciar as taxas de prevalência: incidência (número de novos casos), severidade e duração da doença³. Neste caso existem diferentes caminhos pelos quais a duração de doenças crônicas pode aumentar. Segundo Manton (1982), uma forma de aumentar a duração (produzindo, conseqüentemente, aumentos na expectativa de vida) seria na perspectiva da hipótese de pandemia de morbidades (Gruenberg, 1977), ou seja, via redução da taxa de letalidade da doença sem alteração na sua taxa de progressão. Outra forma de aumentar a duração seria via mudança na taxa de progressão da doença primária, ou seja, a duração é aumentada via redução da severidade da doença.

³ A relação epidemiológica básica, de acordo com Manton (1982), sugere que, se a incidência é constante, aumentos na expectativa de vida podem ocorrer somente via aumentos na duração da doença e, conseqüentemente, da sua prevalência.

A hipótese de equilíbrio dinâmico, considerada como intermediária às outras duas, sugere que aumentos na sobrevivência produziriam aumentos nos anos vividos com alguma morbidade. Entretanto, os anos vividos com morbidade ou incapacidade severa permaneceriam relativamente constantes devido a uma redução na taxa de progressão de doenças crônicas, como consequência, principalmente, de intervenções médicas e mudanças no estilo de vida (Manton, 1982; Nusselder, 2003). Em outras palavras, na medida em que a mortalidade declina, a prevalência de doenças crônicas aumenta, mas as doenças se tornam, em média, menos severas e, portanto, menos incapacitantes (Robine, Romieu & Michel, 2003).

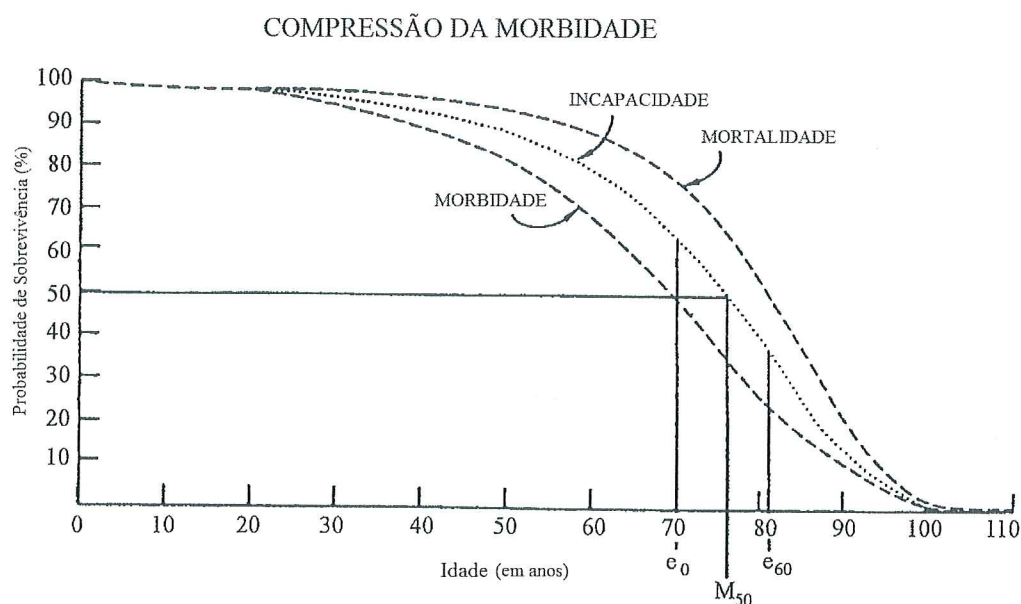
2.1.4 O modelo de curvas de sobrevivência da Organização Mundial da Saúde

O mecanismo pelo qual os conceitos de compressão, expansão ou equilíbrio dinâmico da morbidade operam pode ser visualizado com base no modelo de curvas de sobrevivência, originalmente introduzido pela Organização Mundial da Saúde em 1984 (WHO, 1984). Segundo Nusselder (2003), o modelo da OMS possibilita uma avaliação das consequências do aumento da longevidade para a saúde da população, na medida em que captura as dinâmicas da mortalidade, incapacidade e morbidade de um modo relativamente padronizado. Esse modelo, tal como apresentado na FIG. 1, que depende do conhecimento da incidência de condições de saúde e morte, é composto por três curvas de sobrevivência que representam a proporção de indivíduos, em uma coorte, que podem sobreviver, sobreviver sem incapacidade e sobreviver sem morbidade.

Na FIG. 1, a curva denominada mortalidade representa o número ou a proporção de sobreviventes à idade exata x de uma determinada coorte de nascidos vivos. A área total abaixo desta curva representa a expectativa de vida total (EVT) ao nascimento. Assim, por analogia, as áreas abaixo das curvas de incapacidade e morbidade representam, respectivamente, a expectativa de vida livre de incapacidade (EVLI) e a expectativa de vida saudável (EVS). A área entre as curvas de incapacidade e mortalidade representa a expectativa de vida com

incapacidade (EVI). Já a área entre as curvas de morbidade e mortalidade representa a expectativa de vida com morbidade (EVM).

FIGURA 1 – Curva de sobrevivência para mortalidade observada e curvas de sobrevivências hipotéticas para morbidade e incapacidade para mulheres nos Estados Unidos (WHO, 1984)



Fonte: WHO (1984)

Notas: e_0 e e_{60} são as expectativas de vida ao nascimento e aos 60 anos, respectivamente. M_{50} é a idade na qual 50% das mulheres podem esperar viver sem perda de autonomia.

Para obtenção das curvas e das respectivas expectativas de vida necessita-se de taxas específicas de mortalidade, incapacidade e morbidade por idade, sendo os cálculos operacionalizados via modelos de tábua de vida (Preston, Heuveline & Guillot, 2001). De acordo com Nusselder (2003) essas curvas, se analisadas ao longo de determinado período de tempo, não deslocam, necessariamente, numa mesma direção nos eixos de idade e proporção de sobreviventes. As formas com que essas curvas se distanciam ou se aproximam umas das outras podem caracterizar determinada mudança no padrão de morbi-mortalidade da população. Assim, as hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico estariam associadas aos efeitos das mudanças entre essas curvas durante o processo de transição epidemiológica (Nusselder, 2003).

Mudanças entre as curvas apresentadas na FIG. 1 podem representar o mecanismo por intermédio do qual determinada hipótese estaria ocorrendo. No caso de uma compressão da morbidade, a curva de mortalidade não muda substancialmente, mas as curvas de morbidade e incapacidade tendem a se aproximar da curva de mortalidade. Como descrito anteriormente, se as áreas entre as curvas de incapacidade e mortalidade e entre as curvas de morbidade e mortalidade representam, respectivamente, as expectativas de vida livre de incapacidade e expectativa de vida saudável, uma aproximação dessas curvas implicaria uma redução do tempo transcorrido (número de anos vividos) sem morbidade ou incapacidade ou, de uma forma geral, com saúde ruim.

Por outro lado, no caso da ocorrência de uma expansão da morbidade, as curvas de morbidade e incapacidade manter-se-iam relativamente constantes ao longo do tempo e a curva de mortalidade se distanciaria dessas curvas. Assim, a expectativa de vida total estaria aumentando, ao passo que as suas componentes, expectativa de vida livre de incapacidade (EVLI) e a expectativa de vida saudável (EVS), permaneceriam relativamente constantes. Como destacado anteriormente, o mecanismo pelo qual uma maior sobrevivência produziria mudanças na distribuição das causas de incapacidade, como consequência de um maior número de pessoas com altos riscos de morbidade, não pode ser facilmente ilustrado no modelo da FIG. 1. Porém, tal mecanismo seria implicitamente considerado nos cálculos da tábua de vida (Nusselder, 2003).

O mecanismo pelo qual a hipótese de equilíbrio dinâmico estaria operando é facilmente visualizado no modelo da FIG. 1. Se a incapacidade é interpretada como morbidade severa, na ocorrência de equilíbrio dinâmico, a área entre as curvas de mortalidade e morbidade aumentaria, assim como ocorre na hipótese de expansão. Entretanto, a área entre as curvas de incapacidade (aqui considerada como morbidade severa) e mortalidade permaneceria relativamente constante. O mecanismo que evidenciaria a hipótese de equilíbrio dinâmico, sob a suposição de que a incapacidade estaria relacionada a uma condição crônica severa, destaca a importância de se considerar, na medida do possível, uma escala ordenada, quiçá contínua, do indicador do estado de saúde da população.

Existe apenas uma forma de se obter a curva de sobrevivência que representa a mortalidade e que permite, assim, calcular a expectativa de vida total: por meio das mortes que ocorrem a cada idade ou grupo etário, tanto numa coorte real quanto numa coorte hipotética. Já para as curvas que representam a incapacidade e a morbidade, segundo Nusselder (2003), diversas abordagens têm sido propostas para se obter as expectativas de vida sem incapacidade e expectativa de vida saudável. Talvez seja essa gama de possibilidades que faz com que medidas de morbidade e incapacidade sejam de difícil mensuração, dificultando, assim, uma harmonização e padronização de indicadores para avaliação das hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico.

O mecanismo que relaciona morbidade, mortalidade e saúde, tendo em vista diferentes contextos de transições demográficas e epidemiológicas, o desenvolvimento de conceitos e medidas, assim como limitações para estimativas da expectativa de vida saudável e, sobretudo, limitações relacionadas à qualidade e disponibilidade das informações de base populacional, são abordados no restante deste capítulo.

2.2 Breve perspectiva histórica da delimitação do debate sobre expectativa de vida saudável

Nas sociedades antigas, infecções decorrentes dos ferimentos e lesões eram as principais causas de morte (Omran, 1971; Horiuchi, 1999). Posteriormente, em sociedades pré-modernas, as doenças transmissíveis do tipo infecciosas passaram a ter maior impacto na distribuição de causas de morte; tratamentos e intervenções não eram comuns, resultando em taxas de mortalidade elevadas nas idades mais jovens. Consequentemente, verificavam-se baixas expectativas de vida ao nascimento, de tal forma que o mecanismo relacional entre morbidade e mortalidade era relativamente mais simples que nas sociedades modernas, onde as condições crônicas por doenças não transmissíveis predominam, intervenções e tratamentos são mais comuns e eficazes e as taxas de prevalência de incapacidade são mais elevadas (Verbrugge, 1984; Myers, Lamb & Agree, 2003). O mecanismo causal entre morbidade e mortalidade nas sociedades modernas é mais complexo, devendo os avanços tecnológicos, comportamento social e

epidemiologia serem considerados para análise de tendências nas taxas de morbidade e mortalidade (Verbrugge, 1984).

Contextos distintos de transição demográfica e epidemiológica constituem a perspectiva que conforma o cenário em torno do qual se situa o debate sobre a expectativa de vida saudável. Diferentes mecanismos podem afetar as mudanças no estado de saúde da população, evidenciando que o debate sobre qual hipótese é mais provável ocorrer ainda está longe de ser resolvido. É possível destacar alguns meios pelos quais o debate pode contribuir para o entendimento de um ou outro mecanismo. Primeiramente, a ocorrência dessa ou daquela hipótese pode depender da fase do processo de doença onde mudanças na morbidade e mortalidade ocorrem (Nusselder, 2003; Manton 1992). Em segundo, mudanças na mortalidade e morbidade afetam a distribuição de causas de morte na população que, por sua vez, afetam tendências futuras no padrão de morbimortalidade.

De acordo com Nusselder (2003), outros mecanismos mais complexos como, por exemplo, a mortalidade seletiva e a distribuição de fatores de risco, podem operar indiretamente por meio de mudanças na distribuição da população, explicando porque uma vida longa não significa, necessariamente, melhores condições de saúde para a população. Enfim, a literatura sugere que os diferentes mecanismos que operam na relação entre morbidade, mortalidade e saúde podem produzir efeitos opostos nos anos vividos com melhores ou piores condições de saúde (Freedman & Martin, 1998; Nusselder, 2003; Jagger, 2003; Freedman et al, 2004).

2.2.1 Da transição epidemiológica para a transição de incapacidade

A transição epidemiológica refere-se a mudanças no padrão de saúde e doenças em uma população, associadas com mudanças demográficas, socioeconômicas e biológicas, sendo a mortalidade um componente fundamental neste processo (Omran, 1982).

As proposições formuladas por Omran (1971, 1982) formam um arcabouço teórico para os estágios, diferenciais (entre e intra-populações) e determinantes da transição epidemiológica, agrupando as populações em quatro modelos de

transição (clássico, acelerado, atrasado e uma variante do modelo atrasado). Sob a premissa de que a mortalidade é um fator fundamental da dinâmica populacional (Proposição 1), Omran (1982) argumenta que, numa sequência de estágios, pandemias de doenças transmissíveis são progressivamente, mas não completamente, substituídas por doenças não transmissíveis, que se tornam as principais causas de morte nas populações (Proposição 2). Foi estabelecido por Omran (1982) que o ritmo e taxa de mudança não ocorre uniformemente dentro de uma mesma população (Proposição 3), pois jovens e mulheres se beneficiam primeiro, ao passo que outros grupos se beneficiam em um ritmo mais lento (Omran 1982, 1983). O mecanismo causal da transição nos países desenvolvidos (Oeste Europeu, antes do século XX) baseia-se em mudanças no padrão de vida e nutrição da população, ao passo que, nos países em desenvolvimento (durante o século XX), a transição estaria mais associada a progressos médicos, saúde pública e controle de doenças (Proposição 4). Na formulação original, a transição epidemiológica é diferenciada entre quatro modelos básicos (Proposição 5), dependendo das variações no padrão, taxa, ritmo, determinantes e consequências das mudanças na população (Omran, 1982, p. 173).

Na segunda metade do século XX, nos países desenvolvidos, evidências empíricas de reduções na mortalidade entre os idosos (Horiuchi & Wilmoth, 1998; Horiuchi, 1999) devido, principalmente, às reduções na prevalência de doenças crônicas severas, apresentaram resultados contrários ao apresentado na Proposição 2 da teoria de Omran, especialmente no que se refere ao terceiro estágio, que estabelece que a mortalidade declinaria e, já num nível baixo, eventualmente alcançaria uma estabilidade (Omran, 1982; Myers, Lamb & Agree, 2003). Esse declínio continuado da mortalidade em idades mais avançadas fundamentou a inclusão de um quarto estágio no modelo Oeste Europeu da estrutura original de Omran (Olshansky & Aul, 1986; Horiuchi, 1999; Myers, Lamb & Agree, 2003). Esse quarto estágio seria caracterizado por uma redução da mortalidade por doenças cardiovasculares, devido a melhorias nas condições de saúde dos idosos, e estaria ocorrendo simultaneamente com o terceiro estágio em alguns países (Frenk et al, 1990; Horiuchi, 1999; Schramm et al, 2004).

Considerando as mudanças históricas no passado e tendências futuras do padrão de mortalidade, Horiuchi (1999) sugeriu uma estrutura mais ampla da transição epidemiológica, onde a estrutura originalmente proposta por Omran (1971) seria apenas o segundo entre cinco estágios de transição: de causas externas para doenças transmissíveis (de uma sociedade de caça e pesca para outra de agricultura); de doenças transmissíveis para doenças não transmissíveis (de uma sociedade de agricultura para outra industrial); de declínio das doenças cardiovasculares (de uma sociedade industrial para outra de alta tecnologia); e declínio da mortalidade por neoplasias e lento processo de senescência (de uma sociedade de alta tecnologia para sociedades futuras). Os três últimos estágios da proposta de Horiuchi (1999) são fundamentados em mudanças presentes e futuras das condições de saúde entre os idosos, haja vista que, após o segundo estágio, espera-se que as taxas de mortalidade da população mais jovem já estejam em níveis baixos.

Um ponto importante no desenvolvimento do quarto estágio, na estrutura original de Omran, são as influências de fatores sociais e culturais nas taxas de morbidade e mortalidade da população, haja vista que as melhorias seriam consequências não só de avanços médicos, mas também de mudanças de comportamento no estilo de vida, como redução do uso de cigarro, exercícios físicos e dieta, com impactos significativos para incidência e prevalência de incapacidade (Myers, Lamb & Agree, 2003).

À medida que as sociedades alcançam o quarto estágio da transição epidemiológica, ou mesmo aquelas que estão numa fase de sobreposição do terceiro com o quarto estágio (Frenk *et al*, 1991; Prata, 1992; Schramm *et al*, 2004), os indicadores tradicionais de saúde da população, tal como tempo médio de vida ao nascimento, apresentam um ritmo mais lento de mudança e o foco passa a ser nos indicadores de mudanças no padrão de morbidade. Ou seja, as mudanças na incidência e prevalência de morbidade ou incapacidade, como consequência de doenças não transmissíveis, idade de início e taxa de letalidade têm se tornado importantes para entender o processo de mudança no estado de saúde da população (Myers, Lamb & Agree, 2003).

A partir do modelo proposto por Omran (1971, 1982) e da inclusão de novos estágios (Horiuchi, 1999) foi sugerida a inclusão de proposições relacionadas aos padrões de transição de incapacidade, associados com a transição epidemiológica, com direcionamento para causas e níveis de incapacidade dentro de diferentes subgrupos da população (Myers, Lamb & Agree, 2003).

Como destacam Myers, Lamb & Agree (2003), as condições recentes verificadas nos países em desenvolvimento seriam um reflexo de fases anteriores ocorridas nos países desenvolvidos. Entretanto, há que se registrar que a transição da saúde de alguns países em desenvolvimento, como é o caso de muitos países latino-americanos, é muito diferente daquela observada nos países desenvolvidos (Palloni, 1981; Palloni & Wyrick, 1981; Albala, 1995; Palloni, Hill & Aguirre, 1996; Palloni *et al.*, 2006). As transições (demográfica, de mortalidade, epidemiológica) nesses países ocorreram em um ritmo muito mais acelerado, com sobreposição de estágios (Frenk *et al.*, 1991; Schramm *et al.*, 2004), impactando, assim, um cenário mais complexo, cujas especificidades serão retomadas no Item 4.1 do Capítulo 4.

2.3 A evolução de conceitos, modelos e medidas para o cálculo da expectativa de vida saudável

A tomada de decisões para formulação de políticas na área de saúde, tanto para prevenção e controle, quanto para definição de prioridades e previsão de demandas futuras, é feita com base em medidas-resumo de saúde (WHO, 2006). Neste caso, seria conveniente que tal unidade de medida incorporasse aspectos relacionados à mortalidade (taxas específicas de mortalidade) e à morbidade (presença de enfermidades, doenças ou incapacidades relacionadas).

A Organização Mundial da Saúde sugere várias medidas que combinam o tempo médio de vida com alguma noção de qualidade de vida (WHO, 2006). Dentre essas medidas destaca-se a expectativa de vida saudável que, dependendo dos indicadores utilizados para sua construção, pode ser denominada como expectativa de vida livre de incapacidade ou expectativa de vida ativa (Brouard & Robine, 1992; Laditka & Wolf, 1998; Nusselder, 2003; Buratta & Egidi, 2003;

Laditka & Hayward, 2003; Robine, Romieu & Michel, 2003; Cai & Lubitz, 2007; Imai & Soneji, 2007; Guillot & Yu, 2009).

A consideração de saúde como o resultado do que ocorre no curso da vida seria a principal justificativa para a utilização da expectativa de vida saudável (e das suas derivantes, como expectativa de vida livre de incapacidade, expectativa de vida ativa, entre outras) como indicador de saúde (de base populacional), uma vez que esse indicador pode medir o número de anos vividos em diferentes estados de saúde (Robine, Romieu & Michel, 2003).

O conflito expectativa de vida versus qualidade de vida está relacionado ao equilíbrio entre aumento da expectativa de vida e aumento da qualidade de vida (Crimmins, 2003). A prevenção e adiamento do início e progressão de doenças, quando a mortalidade está declinando, e seus impactos na saúde da população têm se tornado mais claros com a utilização dos indicadores de expectativa de vida saudável (Crimmins, 2003).

Desde as primeiras propostas para a construção de indicadores que considerassem tanto a dimensão de morbidade, quanto de mortalidade (Sanders, 1964; Sullivan, 1971), o número de pesquisadores interessados em estimar e analisar tendências na expectativa de vida saudável aumentou significativamente (Laditka & Wolf, 1998; Barendregt, Bonneux & Van der Maas, 1994; Boshuizen & Perenboom, 2003; Robine, Romieu & Michel, 2003, Nusselder, 2003). Evidências empíricas de mudanças na EVS em muitos países têm sido cada vez mais importantes na identificação de similaridades internacionais, na forma e direção das mudanças (Crimmins, 2003; Robine & Romieu, 1998). As tendências na EVS entre países são claras, dada a robustez dos resultados atingidos, alertando os governos sobre diferenciais de tendências na prevalência de incapacidade e morbidade. Já a similaridade entre resultados mais recentes pode ser considerada como um indicador de confiabilidade (Crimmins, 2003). Em contrapartida, variações e diferentes dimensões no conceito e medida desses indicadores acompanharam esse aumento (Nagi, 1976; Verbrugge & Jette, 1994; Heikkinen, Jokela & Jylha, 1996; Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003; Boshuizen & Perenboom, 2003; Robine, Romieu & Michel, 2003).

Sanders (1964) foi o primeiro a elaborar o conceito de expectativa de vida saudável (EVS). Posteriormente, Sullivan (1971) introduziu o conceito de expectativa de vida livre de incapacidade (EVLI), cuja construção considerou um conjunto de atividades da vida diária (Kayz *et al*, 1963). O conceito de expectativa de vida saudável foi desenvolvido com o objetivo de monitorar a qualidade dos anos vividos, particularmente pelos idosos, vis-à-vis o aumento na expectativa de vida dessa população (Sanders, 1964; Robine, Romieu & Michel, 2003). Conseqüentemente, a operacionalização do conceito possibilitou uma melhor avaliação das hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico (Robine, Mathers & Brouard, 1996; Doblhammer & Kytir, 2001, Robine *et al*, 2003; Nusselder, 2003; Crimmins, 2003; Cai & Lubitz, 2007).

Para Olshansky *et al* (1991), um minucioso entendimento do efeito de declínios da mortalidade no estado de saúde da população requer a determinação de qual o percentual na expectativa de vida que é devido a anos vividos com saúde plena e qual percentual é devido a anos vividos com alguma condição mórbida ou incapacitante. Assim, o modo com que diferentes pesquisas operacionalizam os conceitos e medidas de morbidade, incapacidade e bem-estar funcional seria o principal problema no cálculo da expectativa de vida saudável.

Informações sobre autopercepção de saúde têm sido amplamente utilizadas para estabelecer o estado de saúde do indivíduo, especialmente do idoso, e produzir estimativas da EVS (Robine, Romieu & Michel, 2003; Camargos, Rodrigues & Machado, 2009; Guillot & Yu, 2009). Por sua vez, o desenvolvimento do conceito e do indicador de incapacidade permite uma rigorosa avaliação das hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico, uma vez que possibilita a utilização de uma escala de níveis de incapacidade (Robine, Romieu & Michel, 2003). A partir do modelo desenvolvido pela WHO (1980) as informações auto-reportadas sobre limitações em atividades da vida diária e a medida da expectativa de vida livre de incapacidade têm sido amplamente utilizados como instrumentos de avaliação da transição de incapacidade (Myers, Lamb & Agree, 2003).

Por outro lado, grande parte da ambiguidade existente na prevalência de incapacidade e, conseqüentemente, nas estimativas da expectativa de vida livre de incapacidade decorrem da utilização de diferentes modelos conceituais e

diferentes definições (Freedman & Martin, 1998; Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003; Freedman et al, 2004).

Nesse sentido, não somente a REVES, mas diversas agências internacionais (OMS, comunidades européias, Nações Unidas) têm feito esforços na coleção de dados para monitorar tendências internacionais na EVS, assim como a promoção de métodos para monitorar mudanças na qualidade de saúde (Boshuizen & Perenboom, 2003). Desde as últimas décadas do século passado tem-se intensificado uma importante plataforma de pesquisas, publicações e grupos de trabalho com o objetivo de desenvolver ferramentas conceituais e metodológicas para examinar a transição no estado de saúde (Manton, 1992; Freedman, 1998; Robine, Mathers & Brouard, 1996; Laditka & Wolf, 1998; Laditka & Hayward, 2003; Cai et al, 2010).

O desafio, nesta tese, é a construção de um indicador que estabeleça algum critério de validade e confiabilidade para análise de tendências da EVS no Brasil, tendo em vista as mudanças demográficas e epidemiológicas ocorridas nas últimas décadas, assim como as informações disponíveis.

2.3.1 Estado de saúde

Contrariamente à mortalidade, os conceitos de saúde e morbidade são de difícil definição. Os diferentes componentes da morbidade como, por exemplo, doença, estado funcional e percepção de saúde não evoluem, necessariamente, em sintonia (Crimmins, 1996). Definições ambíguas, indisponibilidade de métodos e dados, assim como falta de padronização de medidas só tendem a aumentar as dificuldades e complexidades na avaliação das hipóteses formuladas (Freedman et al, 2004).

Uma mudança de ênfase, da quantidade média de anos a serem vividos a partir de determinada idade para a qualidade desses anos, tem ampliado e incentivado a conceitualização e mensuração do estado de saúde (Myers, Lamb & Agree, 2003). Em uma das definições mais amplas, tratada como sendo uma definição ideal, em detrimento de certa dificuldade de definir e medir bem-estar social, a OMS considera que a saúde “é um estado de bem-estar físico, mental e social e

não meramente a ausência de doença ou enfermidade” (WHO, 2006). Entretanto, do ponto de vista epidemiológico, uma definição prática de saúde deve considerar aspectos mensuráveis e passíveis de melhoria (WHO, 2006). Do ponto de vista da saúde coletiva, a subjetividade implícita no conceito de bem-estar social seria uma barreira para a observação, descrição e avaliação externa (Segre & Ferraz, 1997).

De acordo com Robine, Romieu & Michel (2003), saúde é uma combinação de estado e prognóstico (probabilidade de mudar para outro estado) que ocorrem durante a vida. Consequentemente, saúde não é apenas habilidade funcional atual, mas também perspectivas para as habilidades funcionais futuras.

Além do conceito, outras problemáticas referem-se à observação, mensuração e avaliação do estado de saúde de uma população, haja vista certa dificuldade em definir, ou medir, os termos saúde “boa” ou “ruim” (Buratta & Egidi, 2003). Segundo Buratta & Egidi (2003), dentre os aspectos a serem considerados na avaliação do estado de saúde estão as abordagens de avaliação subjetiva e objetiva, por vezes interpretadas, respectivamente, como avaliação interna e externa (Sen, 2002).

Na avaliação subjetiva os indivíduos são questionados sobre o seu estado de saúde por meio de uma escala ordinal de, geralmente, quatro ou cinco categorias de resposta, cujos extremos da escala podem ser as opções “muito ruim” e “excelente”. Em detrimento de sua natureza subjetiva e do fato de não considerar a incapacidade, ou qualquer outro conceito na Classificação Internacional de Deficiência, Incapacidade e Desvantagem (CIDID), indicadores de estado de saúde, com base em informações auto-reportadas, têm sido de grande atratividade e utilidade, uma vez que tais indicadores, nas últimas décadas, têm apresentado grande poder preditivo de sobrevivência, especialmente na população idosa (Idler & Benyamini, 1997; Buratta & Egidi, 2003). Ademais, esse indicador tem apresentado um formato de construção padronizado e de fácil obtenção em pesquisas de base populacional (Robine, Romieu & Michel, 2003; Camargos, Rodrigues & Machado, 2009).

Entretanto, a despeito do fato de a saúde auto-reportada ser um indicador global do estado de saúde, algumas críticas sobre a utilização desse tipo de informação para avaliação do estado de saúde da população merecem destaque (Idler & Benyamini, 1997; Sen, 2002; Salomon, Tandon & Murray, 2004; Salomon *et al*, 2009). Uma das principais desvantagens refere-se ao fato de que este indicador reflete normas e padrões sobre o estado de saúde, que são altamente determinados pelo tempo e cultura, o que o torna limitado para comparações internacionais (Robine, Romieu & Michel, 2003). Ademais, a informação auto-reportada pode estar seriamente limitada pela experiência social do indivíduo (Sen, 2002). Existe alguma evidência de que pessoas com mais alta escolaridade e, portanto, com mais acesso aos serviços e informações estariam em melhor vantagem para diagnosticar ou perceber seu estado de saúde (Sen, 2002).

Na avaliação objetiva, a presença de doença ou identificação de determinado quadro de morbidade ou incapacidade são muito utilizados para avaliação do estado de saúde. Se não bastasse a dificuldade de se obter uma avaliação objetiva em pesquisas de base populacional, tal aproximação ainda esbarra em alguma dificuldade de definição e mensuração, uma vez que enfermidade e doença são processos que envolvem duração (tempo entre início e diagnóstico da doença) e recuperação (Buratta & Egidi, 2003).

2.3.2 Morbidade e incapacidade

Uma vez que enfermidade e doença são processos de difícil observação e avaliação (Buratta & Egidi, 2003), tem-se utilizado, frequentemente, a consequência da doença, ou condição resultante da morbidade, como informação básica para construção de indicadores de mudança no estado de saúde da população (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003). Neste contexto, o termo incapacidade é de particular interesse. O conceito e as medidas de incapacidade têm possibilitado considerável melhoria nos modelos de saúde, permitindo, assim, uma rigorosa definição e análise das hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico (Robine, Romieu & Michel, 2003).

Em uma revisão detalhada do conceito de incapacidade, Baptista (2003) destaca as dificuldades e os avanços na conceitualização e operacionalização de incapacidade. De acordo com a autora, a dificuldade na operacionalização do conceito “refere-se ao caráter multidimensional e dinâmico desse fenômeno” (Baptista, 2003 8p.). O caráter multidimensional decorre da existência de vários tipos de incapacidade: deficiência física, déficit cognitivo e/ou disfunções emocionais. Já o caráter dinâmico decorre das expectativas diferenciadas que se apresentam em diferentes populações (ou diferentes sub-grupos de uma mesma população) em diferentes pontos do tempo.

De acordo com Freedman *et al* (2004, 418p), “incapacidade é um conceito social, representando a interseção entre a capacidade física, cognitiva e psicológica de um indivíduo e as demandas de um determinado contexto social e ambiental”. Entretanto, dependendo do contexto em que o termo incapacidade é utilizado, o significado pode variar consistentemente (Freedman *et al*, 2004). As variações, segundo os autores, têm se restringido à capacidade ou habilidade pessoal para completar certas tarefas ou atividades, com ou sem ajuda tecnológica ou humana. Além do conceito, outros aspectos importantes na mensuração de incapacidade referem-se às escalas, dimensões, classificações, sensibilidade à mudança e especificidade para o ambiente (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003; Alves, Leite & Machado, 2008).

Dentre os modelos voltados para avaliação das consequências dos problemas de saúde tidos como não fatais, e as condições resultantes desses problemas, os modelos da OMS com base, inicialmente, na Classificação Internacional de Deficiência, Incapacidade e Desvantagem (CIDID) e, em seguida, Classificação Internacional de Funcionalidade, Incapacidade e Saúde (CIF), têm sido de grande utilidade e aplicabilidade em pesquisas de base populacional (WHO, 1980; Costa, 2006).

A REVES tem proposto uma distinção entre dois tipos de incapacidade: aquela com base nas limitações funcionais e outra com base nas restrições de atividades (Boshuizen & Perenboom (2003). De acordo com Boshuizen & Perenboom (2003), limitações funcionais referem-se às reduções específicas nas funções corpóreas no nível individual, tais como ver, ouvir, subir escadas, entre outras, e

estariam relacionadas à funcionalidade dentro da CIDID. Já as restrições de atividades referem-se a reduções nas atividades da vida diária (Katz et al, 1963) sendo, assim, atividades mais complexas. Diferentemente da proposta de Nagi (1976), as restrições de atividades estariam relacionadas, dentro da CIDID, com desvantagens.

Considerar como incapacitados os indivíduos que precisam de ajuda para desempenhar as atividades da vida diária e atividades instrumentais da vida diária, ou que apresentam limitações na mobilidade física, confere à operacionalização do conceito de incapacidade como sendo um “fenômeno discreto e constante ao longo das idades” (Baptista, 2003 8p.)

Embora grandes avanços tenham ocorrido com a CIDID, especialmente pelo fato de proporcionar comparações internacionais, algumas críticas permanecem (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003) e muitas propostas para o cálculo da EVS não se ajustam ao modelo da OMS com base na CIDID (Boshuizen & Perenboom, 2003). Modelos conceituais têm sido utilizados com base em redefinições de incapacidade e desvantagem, inclusão de fatores de risco e características pessoais e ambientais que podem influenciar o processo (Nagi, 1976; WHO, 1980; Verbrugge & Jette, 1994; WHO, 2001).

Numa revisão detalhada dos modelos, desde a abordagem introduzida por Nagi (1976), até os modelos atuais, Camargos (2004, 14p) conclui que "incapacidade funcional é uma das várias formas de se analisar a incapacidade, na qual são abordadas as características físicas do indivíduo, tendo como referência seu desempenho nas atividades cotidianas". Embora o conceito de incapacidade possa variar dependendo do contexto em que o termo é utilizado (Baptista, 2003; Freedman *et al*, 2004; Camargos, 2004), aqui o conceito estará restrito ao termo incapacidade funcional, referindo-se à habilidade ou capacidade física de o indivíduo realizar determinada tarefa.

O indicador de incapacidade mais amplamente utilizado para o cálculo da expectativa de vida livre de incapacidade refere-se à habilidade em executar ao menos uma atividade da vida diária (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003; Camargos, 2004). Katz *et al* (1963) foram os primeiros a propor um conjunto de atividades da

vida diária (AVD). Essas atividades estão relacionadas ao cuidado pessoal, incluindo vestir, comer, tomar banho, ir ao banheiro em tempo hábil, deitar/levantar da cama (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003; Camargos, 2004). Desde a proposta original apresentada por Katz *et al* (1963), algumas atividades foram selecionadas e introduzidas ao longo do tempo, dificultando, assim, a comparabilidade entre pesquisas (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003).

Outro indicador igualmente utilizado, medindo atividades mais complexas, refere-se à habilidade em executar atividades instrumentais da vida diária (Lawton & Brody, 1969; Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003). As atividades instrumentais da vida diária (AIVD), segundo Camargos (2004), dizem respeito à pessoa e ao ambiente em que vive, o que as tornam tarefas mais complexas como fazer compras, preparar refeições, arrumar a casa, manejar dinheiro, utilizar o telefone, tomar medicamentos na hora certa, pegar ônibus, ir andando a um lugar perto de casa, subir escadas.

A incapacidade, neste caso, é definida como a falta de habilidade para realizar atividades usuais da vida diária. Os formatos das perguntas e categorias de respostas sobre AVD e AIVD são semelhantes, podendo ocorrer pequenas variações das categorias entre pesquisas (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003). Esse conjunto de atividades é extremamente útil quando existe interesse em estabelecer níveis de incapacidade (Cai & Lubitz, 2007; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008). Por serem consideradas atividades de cuidado pessoal, indivíduos que reportam alguma dificuldade com AVD são considerados severamente incapacitados (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003, Camargos, 2004). Existem várias aproximações para construção de níveis de incapacidade com a utilização, em conjunto, das AVD e AIVD (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003; Cai & Lubitz, 2007; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008). Na terminologia da Classificação Internacional de Deficiência, Incapacidade e Desvantagem (CIDID), tanto as AVD quanto as AIVD correspondem à desvantagem, haja vista que o cuidado pessoal e alguns componentes cognitivos em AIVD são habilidades esperadas de indivíduos saudáveis (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003).

2.4 Tendências e Diferenciais na Expectativa de Vida Saudável

Estudos de tendência na expectativa de vida saudável (EVS) têm contribuído significativamente para o conhecimento sobre mudanças no estado de saúde das populações, especialmente daquelas que experimentam declínios da mortalidade entre os idosos (Horiuchi & Wilmoth, 1998; Horiuchi, 1999). A hipótese de compressão da morbidade, analisada em termos de evolução relativa e absoluta da EVS, tem relação direta com a hipótese de retangularização⁴ da curva de sobrevivência, uma vez que a EVS permite comparações de mudanças em três dimensões fundamentais da saúde da população, ou seja, mortalidade, morbidade crônica e incapacidade (Robine, Mathers & Brouard, 1996; Robine, Romieu & Michel, 2003). Assim, o debate sobre limite biológico para longevidade humana, associado a uma possível compressão da morbidade, tem consequência imediata sobre a trajetória dos padrões de mortalidade das populações, onde previsões otimistas ou pessimistas podem ser feitas com base em tendências passadas e resultados atuais.

Aumentos da expectativa de vida total podem ser acompanhados por aumentos ou decréscimos tanto nos anos vividos com algum tipo de condição crônica ou incapacidade relacionada, quanto nos anos vividos livre de incapacidade. Então, pesquisadores ligados à REVES propõem considerar a evolução conjunta da expectativa de vida total com as duas componentes: expectativa de vida saudável e não saudável ou com incapacidade (Robine, Mathers & Brouard, 1996; Robine, Romieu & Michel, 2003).

Ademais, a compressão da morbidade pode ser medida considerando apenas dimensões dicotômicas do estado de saúde como, por exemplo, saudável ou não saudável (Guillot & Yu, 2009), ou categorias ordenadas com base em níveis ou graus de incapacidade (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003; Cai & Lubitz, 2007;

⁴ A retangularização da curva de sobrevivência é o processo pelo qual ocorre um aumento na probabilidade de sobreviver, do nascimento à idade x , tal que maior número de pessoas sobrevive às idades adultas e avançadas. O resultado é uma função de sobrevivência mais retangular à proporção que as mortes se concentram em torno de uma idade modal à morte (Nusselder & Mackenbach, 1996; Wilmoth & Horiuchi, 1999; Cheung & Robine, 2005)

Camargos, Machado & Rodrigues, 2008). Conforme mencionado anteriormente, as informações sobre AVD e AIVD são amplamente utilizadas para a consideração de níveis de incapacidade. Na ausência desse tipo de informação, ou de parte dela, a construção de níveis ou perfis de incapacidade pode ser feita considerando diferentes abordagens (Myers, Lamb & Agree, 2003; Huang, 2003; Baptista, 2003; Alves, Leite e Machado, 2008). Entretanto, como destaca Alves, Leite e Machado (2008), é relevante que o pesquisador deixe claro quais conceitos e dimensões estão sendo utilizados.

Embora uma dimensão dicotômica possa amenizar os problemas relacionados à comparação internacional, pois nem todos os países dispõem de estudos específicos ou similares sobre a saúde dos idosos, que permitam um maior detalhamento na composição da variável, uma dimensão em termos de níveis de severidade permite uma melhor avaliação das hipóteses de compressão, expansão ou equilíbrio dinâmico (Manton, 1982; Robine, Romieu & Michel, 2003; Cai & Lubitz, 2007).

2.4.1 Evidências empíricas nos países desenvolvidos

Desde a criação da REVES várias séries cronológicas com dados que viabilizam estimativas da EVS têm sido estudadas e várias pesquisas foram publicadas, em particular pesquisas relacionadas a mudanças em incapacidade durante a transição epidemiológica em termos de incidência, prevalência, nível de severidade e recuperação (Robine, Romieu & Michel, 2003; Cai & Lubitz, 2007). Em relação à análise das hipóteses formuladas, uma avaliação de tendências na EVT e em suas componentes (expectativas de vida saudável ou não saudável, ativa ou com incapacidade) possibilita entender qual aproximação teórica está sendo confirmada em determinada população (Robine, Romieu & Michel, 2003). Assim, desde a criação da REVES, várias séries cronológicas, com dados que permitem o cálculo da EVS, têm sido analisadas, especialmente em países desenvolvidos (Robine, Romieu & Michel, 2003; Robine, Romieu & Cambois, 1999).

Na América do Norte (Estados Unidos e Canadá) tem-se verificado resultados contraditórios ao longo dos anos (Olshansky *et al*, 1991; Leibson *et al*, 1992; Nusselder *et al*, 2000; Robine, Romieu & Michel, 2003; Cai & Lubitz, 2007; Crimmins & Sánchez, 2011; Fries, Bruce & Chakravarty, 2011). Esses resultados, no que diz respeito à redução ou aumento de incapacidade entre os idosos têm gerado um cenário pouco conclusivo com relação a essa ou aquela hipótese (Crimmins & Ingegneri, 1993; Crimmins, Saito & Ingegneri, 1989; Freedman & Martin, 1998; Freedman *et al*, 2004). Freedman *et al* (2004) apontam que aspectos relacionados ao tratamento e modelagem dos dados seriam as principais fontes para as inconsistências apresentadas sobre tendências de incapacidade nos Estados Unidos.

Em alguns países europeus, como Suécia, Reino Unido e França, alguma melhoria na saúde funcional em termos de AVD foi verificada. Resultados contraditórios apontam que, embora exista uma situação paradoxal entre EUA e Europa, um decréscimo em incapacidade por AVD, notado em vários países europeus, não é verificado na América do Norte, embora tal decréscimo fosse esperado, dada a hipótese de redistribuição da incapacidade por níveis de severidade (Robine, Romieu & Michel, 2003). Em síntese, os resultados sugerem uma melhoria no estado funcional da população idosa nos últimos trinta anos (Robine, Romieu & Michel, 2003).

Duas hipóteses são apontadas com respeito a esta situação paradoxal nos resultados encontrados na América do Norte e Europa. Primeiro, a queda na mortalidade foi acompanhada, de um lado, por uma redistribuição nos níveis de incapacidade com um declínio na prevalência dos níveis mais severos e, de outro lado, um aumento na prevalência de níveis menos severos, com mudanças na prevalência de incapacidade dependentes dessas mudanças opostas (Robine, Romieu & Michel, 2003). Segundo, a incapacidade atribuída à doença ou velhice seria consequência de baixos níveis educacionais das coortes mais antigas, uma vez que coortes mais recentes tiveram melhores performances cognitivas e de atividades que requerem habilidade mental. Ou seja, habilidade cognitiva e AIVD poderiam ser afetadas por nível educacional. Essas hipóteses justificam a

distinção entre vários tipos de conceitos de saúde, morbidade crônica, saúde percebida e saúde funcional (Robine, Romieu & Michel, 2003).

A consideração ou exclusão da população institucionalizada, especialmente quando o público-alvo da pesquisa é a população idosa, tem sido uma das principais fontes de inconsistência (Deeg, Verbrugge & Jagger, 2003). Outras fontes de inconsistências apontadas por Deeg, Verbrugge & Jagger (2003) são informação dada por terceiros, número de atividades incluídas no instrumento de coleta e quantidade ou tipo de escala utilizada.

Os resultados divergentes na expectativa de vida livre de incapacidade (EVLI) parecem sugerir que as diferenças dependem do nível de severidade: um decréscimo nos níveis severos (institucionalização ou acamado) e um aumento nos níveis menos severos de incapacidade (nenhuma dependência em AVD), embora as tendências em EVLI nada mais sejam do que resultados dessas mudanças opostas (Robine, Romieu & Michel, 2003). Em resumo, nos níveis mais severos as mudanças são similares, ao passo que, nos níveis menos severos, verificam-se mudanças divergentes entre países.

Em paralelo, várias pesquisas têm apresentado evidências de que a expectativa de vida saudável (EVS) difere significativamente por nível socioeconômico em muitos países (Guralnik *et al*, 1993; Valkomen, Sihvonen & Lahelma, 1997; Crimmins & Saito, 2001; Liang, Liu & Gu, 2001; Crimmins & Cambois, 2003). No geral, esses estudos apontam que os diferenciais socioeconômicos na EVS são maiores que na EVT. Maior nível de escolaridade está relacionado com uma vida mais longa e melhor saúde. Os diferenciais são mais acentuados entre os homens, em relação às mulheres, e entre a população de cor preta, em relação àquela de cor branca. Crimmins & Saito (2001) apontam que esses diferenciais por raça/cor são mais acentuados nos grupos com baixo nível de escolaridade.

Embora estimativas das expectativas de vida livre de incapacidade sejam fortemente relacionadas com o tipo de indicador de incapacidade, os diferenciais por sexo e educação são mantidos, independentemente do indicador utilizado (Valkomen, Sihvonen & Lahelma, 1997).

Estimativas da expectativa de vida saudável por níveis socioeconômicos são úteis para descrever desigualdades em saúde e monitorar tendências (Valkomen, Sihvonen & Lahelma, 1997). Ademais, melhorias nos níveis de educação de coortes sucessivas têm impactos diretos na performance cognitiva da população idosa (Robine, Romieu & Michel, 2003). Neste contexto, a importância de se analisar a hipótese de compressão da morbidade por nível de escolaridade tem aumentado significativamente (Guralnik *et al*, 1993; Valkomen, Sihvonen & Lahelma, 1997; Crimmins & Saito, 2001; Robine, Romieu & Michel, 2003). Entretanto, estimativas de tábuas de vida por nível socioeconômico têm sido um dos principais obstáculos para análises de desigualdades socioeconômicas na EVS (Crimmins & Saito, 2001).

3 MÉTODOS TRADICIONAIS E NOVAS ABORDAGENS PARA ESTIMATIVA DA EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL

A expectativa de vida saudável (EVS) é um indicador que mede o número médio de anos de vida, a partir de determinada idade, que uma pessoa pode esperar viver com boa saúde. Por ser um componente da expectativa de vida total (EVT), a EVS é estimada com base na construção de tábuas de vida. Em uma tábua de vida, uma coorte de nascimentos é exposta a probabilidades de morte por idade. Em cada idade é calculado o número total de anos a serem vividos pela coorte, cujo total, quando dividido pelo número de pessoas ainda vivas fornece a expectativa de vida a partir daquela idade (Preston, Heuveline & Guillot, 2001). Para o cálculo da EVS basta identificar, no número total de anos vividos pela coorte na tábua de vida, a parcela (ou proporção) do tempo que é vivido com boa saúde, a partir de determinada idade.

As tábuas de vida podem ser de coorte ou de período. Tábuas de vida de coorte consideram o acompanhamento de coortes de nascidos vivos que experimentam, a cada momento, diversas taxas de mortalidade até a extinção completa dessa coorte (Preston, Heuveline & Guillot, 2001). Na impossibilidade do acompanhamento dessas coortes, tábuas de vida de período podem ser utilizadas com aproximação bastante satisfatória (Wilmoth & Horiuchi, 1999). Para construção das tábuas de vida de período assume-se, como pressuposto, que as taxas de mortalidade correntes são mantidas constantes até a completa extinção de uma coorte hipotética (ou sintética) de nascidos vivos. Ao se utilizar informações de período sobre condições da saúde para estimar a EVS o mesmo pressuposto de estabilidade é feito em relação às taxas de incidência e prevalência de morbidade ou incapacidade por idade.

Por ser uma medida que incorpora tanto informações de morbidade quanto de mortalidade, a EVS é um indicador importante para monitorar tendências nas condições de saúde de uma população e para comparações internacionais dessas tendências (Sander, 1964; Sullivan, 1971; Robine, Romieu & Michel, 2003; Guillot & Yu, 2009). Entretanto, a utilização de informações de período, sob

o pressuposto de estabilidade nas taxas de incidência e prevalência e homogeneidade nos riscos de morte, tem gerado um debate sobre a eficácia na utilização de métodos de prevalência para análise de tendências na EVS, como o Método de Sullivan (Sullivan, 1971; Robine & Ritchie, 1991; Barendregt, Bonneux & Van der Maas, 1994; Van de Water *et al*, 1995; Barendregt *et al*, 1997; Mathers & Robine, 1997; Lynch & Brown, 2010).

Este capítulo tem como objetivo inicial apresentar as limitações de dados transversais para análise de tendências na EVS identificando, ainda, algumas limitações nos dados longitudinais para esse propósito. Em seguida é feita uma descrição dos métodos tradicionais, comumente empregados no cálculo da EVS, apontando as vantagens e limitações de cada método. São apresentadas, ainda, algumas propostas metodológicas alternativas encontradas na literatura, baseadas, geralmente, numa adaptação do Método de Sullivan ou utilização (indireta) de uma estrutura multiestado com base em pesquisas transversais consecutivas.

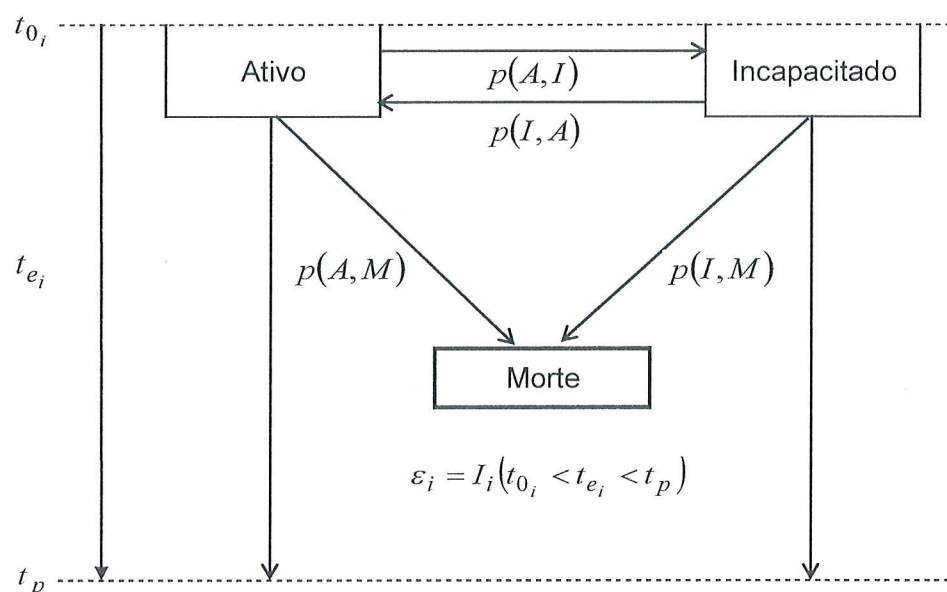
3.1 Limitações de pesquisas longitudinais e transversais para estimativas da EVS

A FIG. 2 descreve um mecanismo que facilita visualizar as limitações de dados transversais e longitudinais para análise de tendências na EVS. Pode-se utilizar como exemplo as controvérsias relacionadas ao debate sobre a hipótese de compressão da morbidade. Embora existam várias fontes de erros relacionados ao tipo de informação e indicadores utilizados, pode-se considerar que tanto o indicador utilizado quanto o espaço de estados possíveis para as transições, de acordo com a FIG. 2, são adequados para estimar a EVS e analisar tendências do indicador.

Por exemplo, caso seja de interesse estimativas da EVS com base na dicotomia ativo ou incapacitado funcionalmente para o estado de saúde, considera-se que o indivíduo pode transitar de ativo para incapacitado ou de incapacitado para ativo (recuperação). Ademais, tanto os indivíduos ativos quanto os incapacitados podem estar expostos a diferentes riscos de morte. Na ausência de outros riscos

a FIG. 2 representa três estados possíveis para o espaço de transições: ativo, incapacitado funcionalmente e morte, sendo a morte um estado absorvente. As probabilidades $p(A,I)$, $p(I,A)$, $p(A,M)$ e $p(I,M)$ representam os riscos de transição aos quais os indivíduos no estado ativo ou incapacitado funcionalmente estão expostos.

FIGURA 2 – Espaço de transições com dois estados transientes e um estado absorvente



Fonte: Adaptado de Palloni & Thomas (2010).

De acordo com a FIG. 2 os indivíduos entram em observação em um tempo t_0 e são acompanhados até um tempo t_p (tempo presente ou corrente). O tempo t_e refere-se à data em que o evento (transitar de um estado para outro) ocorreu entre t_0 e t_p determinando, assim, o tempo de espera ou tempo de exposição à ocorrência de uma transição.

Uma das limitações presentes em pesquisas longitudinais, quando o objetivo é estimar o padrão etário das probabilidades de transição, refere-se ao tamanho do intervalo de tempo entre t_0 e t_p . No caso em que o interesse é estimar o padrão etário para as transições $p(A,I)$, $p(I,A)$, $p(A,M)$ e $p(I,M)$, se o intervalo de tempo é muito grande e os indivíduos são observados apenas em t_0 e t_p , a ocorrência

não observada de múltiplas transições pode afetar as estimativas. O resultado pode ser uma subestimação das probabilidades de transição $p(A,I)$, $p(I,A)$. Por outro lado, se o intervalo de tempo entre t_0 e t_p é muito curto, o tempo t_{ei} , necessário para se observar a ocorrência do evento para o indivíduo i , pode ser maior que t_p em muitos casos. Como resultado tem-se um aumento na ocorrência de censuras à direita⁵, dificultando uma estimação adequada das probabilidades de transição.

Quando os dados disponíveis são provenientes de pesquisas transversais as limitações são ainda maiores. Considere, por exemplo, que a pesquisa foi realizada somente em t_p (uma data corrente ou específica). Neste caso, as proporções de indivíduos com incapacidade por idade em t_p podem ser consideradas como boas estimativas para as probabilidades de transição de incapacidade por idade ($p(A,I)$). Entretanto, a eficiência destas estimativas depende de duas condições assumidas (pressupostos) em relação às mudanças e diferenciais nas diversas probabilidades da FIG. 2 entre t_0 e t_p .

A primeira condição refere-se à homogeneidade nos riscos de morte entre indivíduos ativos e incapacitados funcionalmente. Se existe diferencial de mortalidade entre indivíduos ativos e incapacitados, as proporções de indivíduos incapacitados por idade em t_p não estimam corretamente as probabilidades de incapacidade. Por exemplo, se o risco de mortalidade é maior para indivíduos com incapacidade, o efeito seletivo desta heterogeneidade faz com que a parcela da população com incapacidade seja reduzida em maior número, comparada com a parcela sem incapacidade. Consequentemente, a proporção observada de indivíduos com incapacidade em t_p subestima a probabilidade de se tornar incapacitado funcionalmente. Este efeito seletivo do diferencial no risco de morte pode ser irrelevante caso o objetivo do estudo seja analisar a carga de incapacidade, assim como seu custo para a saúde pública sem, entretanto, fazer

⁵ Em estudos de análise de sobrevivência a variável aleatória de interesse é o tempo até a ocorrência de um evento, sendo as censuras determinadas presença de informações incompletas ou parciais. Mais especificamente, censura à direita significa que o tempo de ocorrência do evento está à direita do tempo registrado (Colosimo & Giolo, 2006 8p).

inferências sobre as consequências das fontes de atrição no risco de incapacidade (Palloni & Thomas, 2010).

A segunda condição consiste em assumir que as incidências de incapacidade e recuperação são constantes entre t_0 e t_p , ou seja, que $p(A,I)$, $p(I,A)$ são estáveis neste período. A violação desta condição, dependendo da situação, pode fazer com que a proporção de indivíduos com incapacidade em t_p subestime ou sobreestime a probabilidade de se tornar incapacitado funcionalmente. Outra consequência relacionada à violação da condição de estacionariedade nas medidas de incidência é um aumento, entre t_0 e t_p , no risco de morte de indivíduos com incapacidade em relação ao risco de morte de indivíduos ativos, que introduz o mesmo efeito seletivo na proporção de indivíduos com incapacidade em t_p .

Estimativas da EVS utilizando métodos de prevalência, como o Método de Sullivan, assumem que as condições de homogeneidade nos riscos de morte e de estacionariedade nas probabilidades de transição por idade entre t_0 e t_p são satisfeitas. Assim, as proporções de indivíduos com incapacidade em t_p seriam boas estimativas para as probabilidades de incapacidade por idade.

3.2 Métodos tradicionais

Três abordagens metodológicas têm sido mais comumente propostas para o cálculo da expectativa de vida saudável: Método de Sullivan (Sullivan, 1971), baseado em dados de proporções de período, Método Multiestado (Rogers, 1975; Schoen, 1975, Land & Rogers, 1982), baseado em dados de incidência e Método de Múltiplos Decrementos. Com base nas limitações de pesquisas transversais apresentadas anteriormente com auxílio da FIG. 2, existe uma crítica, que tem gerado algum debate, de que as medidas baseadas em proporções de período rendem estimativas enviesadas de tendências no tempo (Barendregt, Bonneus & Van de Maas, 1994; Nusselder, 2003, Guillot & Yu, 2009).

Os três métodos utilizam tábuas de vida calculadas com base em uma coorte sintética de nascidos vivos. A origem do debate não se baseia na utilização de

tábuas de vida de coortes sintéticas ou reais, mas no tipo de informação utilizada por cada método para o cálculo do número total de pessoas-ano vividos num determinado estado de saúde e numa determinada idade (Barendregt, Bonneus & Van de Maas, 1994).

3.2.1 O Método de Sullivan

O cálculo da EVS pelo Método de Sullivan (Sullivan, 1971) depende, basicamente, de dois tipos de informações: uma tábua de vida (de coorte ou período) e proporções de indivíduos saudáveis por idade. Estas proporções de indivíduos saudáveis podem ser consideradas como prevalências ou proporções de doenças, condições mórbidas ou incapacidade em cada idade, podendo ser obtidas em pesquisas transversais que possuem informações sobre condições de saúde, geralmente auto-reportadas (como presença de doenças, incapacidade funcional ou autopercepção do estado de saúde).

No Método de Sullivan, a proporção de indivíduos saudáveis é aplicada ao número total de pessoas-ano da tábua de vida para subtrair o número de pessoas-ano vividos sem aquela doença (condição mórbida ou incapacidade). Assim, assumindo uma dicotomia do estado de saúde como, por exemplo, aquela apresentada na FIG. 2, o cálculo da EVS, numa determinada idade, é dado por:

$$EVS_x = \frac{\sum (1 - {}_n\pi_x) {}_nL_x}{l_x} \quad (1)$$

onde o numerador, que representa o número total de anos vividos no estado ativo, a partir da idade x , é obtido pelo somatório do produto entre a proporção de indivíduos ativos em cada intervalo etário ($1 - {}_n\pi_x$) e o número total de pessoas-ano vividos naquele intervalo ${}_nL_x$, a partir da idade x até o último intervalo etário da tábua de vida. Ao dividir esse somatório pelo número de sobreviventes⁶ à

⁶ Se a raiz da tábua de vida é a unidade, a função l_x é interpretada como a probabilidade de sobrevivência à idade exata x .

idade exata x (l_x), tem-se o número médio de anos que se espera viver no estado ativo, a partir daquela idade.

Por analogia, obtém-se o número médio de anos que se espera viver com incapacidade funcional, a partir da idade x , utilizando-se, no numerador da Equação 1, a proporção de indivíduos com incapacidade funcional em cada intervalo etário (${}_n\pi_x$) considerada, como visto anteriormente, como uma estimativa para a probabilidade de se tornar incapacitado no grupo etário $x, x+n$.

Num processo dinâmico, tal como representado pelo espaço de estados da FIG. 2, onde a incidência⁷ (medida de fluxo) e prevalência (medida de estoque) mudam com o tempo, o cálculo adequado da EVS necessitaria do acompanhamento de uma coorte de indivíduos expostos às taxas (ou probabilidades) de transição de um estado para o outro, possibilitando, assim, uma estimativa adequada do número de pessoas-ano vividos em cada estado de saúde, entre um tempo inicial t_0 e um tempo final t_p . Deste modo, uma das principais limitações do Método de Sullivan, no que diz respeito à análise de tendências na EVS, refere-se à violação nos pressupostos de estabilidade das medidas de incidência e de homogeneidade nos riscos de morte no intervalo de tempo considerado para análise.

Portanto, em detrimento das características atrativas do Método de Sullivan (fácil aplicação e interpretação), estimativas da EVS em situações dinâmicas nos riscos competitivos (diferencial de mortalidade e riscos de transitar entre as condições de saúde), podem levar a análises distorcidas nas tendências do indicador (Barendregt, Bonneus & Van de Maas, 1994).

Por outro lado, na ausência de informações suficientes para estimativas das taxas ou probabilidades de transição por idade, num intervalo de tempo qualquer, há um senso comum quanto à utilidade do Método de Sullivan para as estimativas da EVS (Nusselder, 2003, Van de Water *et al*, 1995; Doblhammer & Kytir, 2001).

⁷ Número de indivíduos que experimentam determinada transição entre estados de saúde e morte, num intervalo de tempo t .

3.2.2 O Método Multiestado

O método de análise multiestado foi originalmente desenvolvido com o propósito de modelar as transições (movimentos) de pessoas de um estado de existência para o outro como, por exemplo, de solteiro para casado, de empregado para desempregado, de vivendo em área rural para vivendo em área urbana (Rogers, 1975; Rogers, Rogers & Branch, 1989).

Mais recentemente o modelo multiestado tem sido amplamente utilizado para o cálculo do número de pessoas-ano vividos em diferentes estados de saúde. Os resultados são estimativas das funções de uma tábua de vida que incorporam o movimento de um estado de saúde para o outro, a volta para o estado de origem (recuperação) ou o movimento de qualquer estado para a morte. O modelo resultante é denominado Modelo de Tábuas de Vida Multiestado ou Método Multiestado (Rogers, Rogers & Branch, 1989).

No Método Multiestado (Rogers, 1975; Schoen, 1975; Land & Rogers, 1982), diferentemente do Método de Sullivan, a proporção do número de pessoas-ano vividos é estimada em função das taxas de incidência e mortalidade, incorporando dois ou mais estados transientes (estados de saúde), incluindo recuperação e um estado absorvente (morte). Por considerar a dinâmica do processo de saúde entre dois ou mais pontos no tempo, o Método Multiestado é considerado como mais adequado para análise de tendências na expectativa de vida saudável e, conseqüentemente, avaliação da hipótese de compressão.

Embora exista um consenso de que o Método Multiestado produz melhores estimativas (Jagger, 2003; Guillot & Yu, 2009), a sua aplicabilidade depende da disponibilidade de dados longitudinais e/ou retrospectivos, com informações sobre condições de saúde da população. A necessidade desse tipo de informação tem sido apontada como a principal limitação do método (Davis, Heathcote & O'Neill, 2001; Nusselder, 2003; Imai & Soneji, 2007; Guillot & Yu, 2009).

Suponha, novamente, que seja de interesse estimativas da EVS com base numa dicotomia do estado de saúde tais como saudável/não-saudável ou ativo/incapacitado, tendo como espaço de transições possíveis a representação

da FIG. 2. Neste caso, o método consiste em estimar as probabilidades ou taxas de transições $p(A,I)$, $p(I,A)$, $p(A,M)$ e $p(I,M)$ por idade, entre os anos de aplicação da pesquisa longitudinal (com início em t_0 e término em t_p). Em seguida, essas taxas de transições por idade são utilizadas para estimar a duração esperada do tempo transcorrido em cada estado de saúde (pessoas-ano vividos em cada estado), possibilitando, assim, a construção de tábuas de vida multiestado.

Os movimentos indicados pelas setas na FIG. 2 entre os tempos t_0 e t_p , assim como o número de pessoas expostas a experimentar determinado movimento, são utilizados para determinar taxas ou probabilidades de transições por idade entre os estados ativo, incapacitado e morte. Considerando que os indivíduos foram observados somente em t_0 e t_p , e que o intervalo de tempo entre t_0 e t_p é adequado para análise do evento de interesse (transições), duas suposições básicas são adotadas: a) somente uma transição pode ocorrer entre t_0 e t_p ; e b) os eventos ocorrem no ponto médio do intervalo entre t_0 e t_p , sendo que o número de indivíduos expostos à determinada transição é ajustado para produzir taxas ou probabilidades centrais de transição. Deste modo, assume-se que as taxas ou probabilidades de transição estimadas são constantes no intervalo entre t_0 e t_p . Conforme discussão anterior sobre as limitações de pesquisas longitudinais para estimativas das probabilidade de transição, a magnitude do viés introduzido ao serem adotadas essas suposições pode depender do número de vezes que a pesquisa longitudinal vai a campo, do tamanho do intervalo de tempo entre as pesquisas e do tipo de evento em estudo.

A modelagem do padrão etário para as taxas ou probabilidade de transição de incapacidade está fundamentada na teoria de processos estocásticos markovianos. Tais processos consistem num conjunto de estados (Cadeia de Markov) tais que, num determinado instante, cada indivíduo deve ocupar um e somente um estado. Ademais, a probabilidade de um indivíduo transitar de um estado para outro depende somente dos estados de origem e destino.

Em uma Cadeia de Markov, definida por um espaço de estados $\{\xi(x): x \geq 0\}$ tal como representado pela FIG. 2, a probabilidade de transição de um estado i para

um estado j , entre as idades x e $x+n$, sendo n o tempo entre t_0 e t_p , conforme FIG. 2, é definida como segue:

$${}_n P_x^{ij} = \text{prob}\{\xi(x+n) = j \mid \xi(x) = i\} \quad (2)$$

Onde ${}_n P_x^{ij}$ denota a probabilidade de que um indivíduo no estado i na idade exata x estará no estado j na idade exata $x+n$. A correspondente força de transição do estado i para o estado j na idade exata x é definida como segue:

$$\mu_{ij}(x) = \lim_{n \rightarrow 0} ({}_n P_x^{ij}) / n \quad (3)$$

Vários modelos têm sido propostos para estimação das taxas ou probabilidades de transição por idade (Crimmins, Hayward, & Saito 1994; Liu et al, 1995, Laditka and Wolf, 1998; Lièvre, Brouard & Healthcote, 2003; Lynch & Brown, 2005; Liu, 2007; Cai and Lubitz, 2007; Cai et al, 2010). A escolha de determinado modelo pode depender do interesse do pesquisador em estimar taxas ou probabilidades, das suposições adotadas e da parametrização assumida na modelagem das funções.

Assumir que a probabilidade de ocorrência de um evento é constante no tempo implica em considerar que o tempo até a ocorrência de um evento segue uma distribuição exponencial (Allison, 1982). Deste modo, funções dadas pelas equações 2 e 3 são frequentemente estimadas por modelos exponenciais utilizados na análise de risco de tempo discreto (Allison, 1982, Crimmins, Hayward, & Saito, 1994; Liu et al, 1995; Lièvre, Laditka and Wolf, 1998; Brouard & Healthcote, 2003; Lynch & Brown, 2005; Cai and Lubitz, 2007; Guillot & Yu, 2009; Cai et al, 2010). A forma geral de um modelo exponencial para o ajuste de taxas de transição é representada por:

$$\mu_{ij}(x) = \exp(\alpha_{ij} + \beta_{ij}x) \quad (4)$$

Ou equivalentemente:

$$\ln(\mu_{ij}(x)) = \alpha_{ij} + \beta_{ij}x \quad (5)$$

Onde x é a idade, considerada numa escala contínua, sendo α_{ij} e β_{ij} constantes que representam, respectivamente, o intercepto e o efeito da idade nas taxas de transição. Deste modo, os coeficientes de regressão α e β podem ser estimados, com aproximação satisfatória, por modelos de risco de tempo discreto (Allison, 1982; Crimmins, Hayward, & Saito, 1994).

De acordo com Lièvre Brouard & Healthcote (2003), uma parametrização natural para as probabilidades de transição definidas na Equação 2, assumindo que o intervalo de tempo (n) é fixo, pode ser realizada pelo seguinte modelo logito multinomial:

$$\ln \frac{{}_n P_x^{ij}}{{}_n P_x^{ii}} = \alpha_{ij}(n) + \beta_{ij}x(n), \quad i \neq j \quad (6)$$

Onde α e β são os coeficientes de regressão, x é a idade exata de ocorrência da transição e n é um intervalo fixo de tempo. A Equação 6 determina o logaritmo da razão das probabilidades de transição com base em uma função linear de uma ou mais variáveis explicativas. O modelo na Equação 6 possibilita a estimação das probabilidades preditas de todas as transições envolvidas no espaço de estados representado pela FIG. 2. O modelo mais simples tem como variável explicativa a idade, considerada como uma variável contínua. Deste modo, tem-se para cada idade exata as probabilidades de transição representadas pelas setas na FIG. 2. Covariáveis de interesse podem ser incluídas no modelo com o objetivo de analisar diferenciais por sub-grupos da população. As probabilidades de transição preditas por idade são utilizadas em uma tábua de vida multiestado para estimação da expectativa de vida total e suas componentes, expectativa de vida saudável e não saudável, condicionadas ou não a um determinado estado de saúde inicial (Lièvre, Brouard & Healthcote, 2003; Guillot & Yu, 2009). Existem alguns programas desenvolvidos para estimação de todas as etapas envolvidas na construção de tábuas de vida multiestado, como o IMaCh⁸ (Lièvre, Brouard &

⁸ Interpolated Markov Chain Method.

Healthcote, 2003), GSMLT⁹ (Lynch & Brown, 2005) e, mais recentemente, o SPACE¹⁰ (Cai et al, 2010).

Uma abordagem relativamente mais simples para estimação do padrão etário das taxas ou probabilidade de transição de incapacidade da FIG. 2 consiste em seguir as etapas descritas como segue:

1º Passo: calcular as probabilidades observadas de transição entre os estados ativo, incapacitado e morte na idade x , pela seguinte expressão:

$$p(x_{ij}) = \frac{E_{ij}}{N_i} \quad (7)$$

onde, E_{ij} é o número de transições do estado i para o estado j entre t_0 e t_p ; e N é número de pessoas no estado i expostas à transição para o estado j .

2º Passo: devido ao pequeno número de transições E_{ij} entre alguns estados, as estimativas das probabilidades de transição por idade na Equação 7 apresentam grande variabilidade, especialmente em idades mais avançadas. Então, faz-se necessária uma modelagem das probabilidades calculadas na Equação 7 com o objetivo de se obter funções suavizadas dos padrões etários de transição. A escolha do modelo para suavização das probabilidades $p(x_{ij})$ pode ser feita identificando-se uma forma paramétrica para o padrão etário da função. Tendo em vista que as probabilidades na Equação 7 são caracterizadas pelo número de ocorrências (contagem) de um evento (transições) num intervalo de tempo determinado ($t_p - t_0$), é razoável supor que essas probabilidades possam ser ajustadas por um modelo linear generalizado com distribuição Poisson e função de ligação logarítmica.

3º Passo: as probabilidades obtidas na Equação 7 representam probabilidades de ocorrência de determinada transição num intervalo de tempo $t_p - t_0$. Sabe-se que,

⁹ Gibbs Sampler for Multistate Life Tables Software.

¹⁰ Stochastic Population Analysis for Complex Events.

pela teoria de probabilidades, o logaritmo de uma distribuição de probabilidade é igual à função densidade de probabilidade (Blossfeld, Golsch & Rohwer p.37). Como o conceito de função densidade de probabilidade para a realização de uma variável aleatória é similar ao conceito de taxa instantânea de ocorrência de um evento, as probabilidades da Equação 7 podem ser convertidas em taxas anuais de transição considerando-se a seguinte relação:

$$\mu(x_{ij}) = -\frac{1}{n} \ln(1 - p(x_{ij})) \quad (8)$$

Onde n é período de tempo (em anos) entre t_0 e t_p .

3.2.3 O Método de Múltiplos Decrementos

O Método de Múltiplos Decrementos pode ser considerado uma extensão da metodologia de construção de tábuas de vida. Em um processo de decrementos simples, como no caso da tábua de vida, somente uma transição é possível. Já em um processo de múltiplos decrementos, vários tipos de decrementos atuam simultaneamente, de forma que o indivíduo possa transitar de um estado de origem para vários estados absorventes. Um exemplo comum de aplicação de um processo de múltiplos decrementos é a construção de tábuas de vida considerando o efeito de eliminação de determinadas causas de morte. Neste caso, a mortalidade continua sendo o evento principal, mas o risco de mortalidade é estimado separadamente por diferentes causas de morte.

O Método de Múltiplos Decrementos pode ser aplicado aos dados de uma coorte real ou de período. O método consiste na estimação de probabilidades condicionais brutas e líquidas de ocorrência de um determinado tipo de decremento. Assim, paralelamente ao cálculo das medidas de transição de um estado de origem para dois ou mais estados absorventes está a discussão da teoria dos riscos competitivos (Chiang, 1970). Neste caso, k tipos de decrementos podem ocorrer, diferentes tipos de riscos estão agindo simultaneamente, e para cada tipo de decremento existe uma função de risco. O objetivo é a estimação dos diferentes tipos de probabilidades condicionais (brutas, brutas parciais e

líquidas) associadas a um determinado intervalo etário. A probabilidade bruta mede o risco de ocorrência de um evento quando todos os outros riscos estão atuando na população de interesse. Já a probabilidade bruta parcial mede o risco de ocorrência de um evento quando outros riscos são eliminados. Por sua vez, a probabilidade líquida refere-se à probabilidade de ocorrência de um evento se um determinado risco é o único que atua sobre a população.

Considerando-se o exemplo na FIG. 2, o método se resume a um processo de duplo decremento onde o indivíduo classificado no estado Ativo está exposto ao risco de transição (decremento) para os estados Incapacitado ou Morto. Neste caso, os eventos de transição podem ser considerados como taxas ou probabilidades de decrementos, pois o modelo não permite o retorno ao estado de origem. Ao considerar que esses são os únicos decrementos possíveis, a teoria de riscos competitivos possibilita o estudo das relações entre essas probabilidades.

Um exemplo de aplicação deste método para o cálculo da expectativa de vida ativa pode ser visto com maiores detalhes no trabalho desenvolvido por Baptista (2003). Uma grande vantagem deste método em relação ao Método de Sullivan é a possibilidade de estimar as transições para mais de um estado final absorvente. Entretanto, uma desvantagem que pode se sobressair à vantagem é o fato de o método não possibilitar o retorno ao estado de origem (recuperação).

3.3 Novas Abordagens

Os estudos que buscam identificar mudanças no padrão de morbi-mortalidade da população, com base na análise de tendências da EVS, utilizam, frequentemente, os métodos tradicionais de Sullivan ou Multiestado, dependendo da disponibilidade das informações sobre condições de saúde da população (Laditka & Wolf, 1998; Brouard & Robine, 2003; Nusselder, 2003; Buratta & Egidi, 2003; Laditka & Hayward, 2003; Camargos, 2004; Cai & Lubitz, 2007). Em alguns casos, especialmente quando os dados de pesquisas transversais são a única alternativa, algumas modificações são propostas com o objetivo de reduzir o viés nas estimativas das EVS na ausência de informações diretas sobre taxas ou

probabilidades de transição entre estados de saúde e morte (Davis, Heathcote & O'Neill, 2001; Imai & Soneji, 2007; Guillot & Yu, 2009; Lynch & Brown, 2010). As justificativas e contribuições desses avanços metodológicos baseiam-se na ampla disponibilidade de dados de pesquisas transversais com informações sobre as condições de saúde da população.

3.3.1 Método Intercensitário

Guillot & Yu (2009) propuseram um método, denominado Método Intercensitário, que utiliza informações de registros de óbitos conjuntamente com proporções (prevalências) de pessoas saudáveis e não saudáveis em duas pesquisas transversais consecutivas. Com alguns pressupostos em relação à estrutura etária das probabilidades de transição, implícitas nos dados transversais, o método reproduz uma estrutura multiestado e possibilita a estimação do número de anos que alguém pode esperar viver a partir da idade x , em uma determinada condição de saúde, independentemente da condição de saúde na idade x , denominado por Guillot & Yu (2009) como expectativa de vida saudável não condicional.

Em resumo, o método expressa as proporções de indivíduos saudáveis no tempo t e $t+n$ em termos de probabilidades de transição (probabilidades condicionais) entre estados de saúde (estados transientes) e morte (estado absorvente), entre duas pesquisas transversais independentes e de base populacional (amostra representativa da população de interesse). Se houvesse disponibilidade de uma pesquisa longitudinal de base populacional o sistema seria facilmente resolvido com a aplicação do método multiestado para estimação das probabilidades condicionais. Entretanto, em se tratando de pesquisas transversais, os únicos parâmetros desconhecidos neste modelo são justamente as probabilidades de transição, haja vista que seu cálculo dependeria do acompanhamento de coortes de indivíduos em um estudo de painel entre t e $t+n$.

Para estimação das probabilidades de transição, tendo como base duas pesquisas transversais consecutivas, a proposta apresentada por Guillot & Yu (2009) consiste na utilização de técnicas de otimização não lineares envolvendo a

solução de sistemas de equações utilizando procedimentos iterativos. Para que a solução do sistema de equações seja possível (ou seja, para que o sistema tenha solução), o método pressupõe que os parâmetros não conhecidos (probabilidades de transição) não variam aleatoriamente com a idade, assumindo que o padrão etário das taxas de transição, entre estados de saúde e morte, seguem uma função exponencial nas idades acima de 60 anos. O conhecimento do padrão etário das transições é crucial para a solução do sistema via técnicas de otimização (Guillot & Yu; 2009).

O Método Intercensitário, em detrimento dos pressupostos assumidos, permite a estimação de ambas as expectativas de vida saudável, condicional e não condicional, principal vantagem em relação aos métodos de prevalência, que estimam apenas a expectativa de vida não condicional. Assim, o Método Intercensitário pode ser considerado como uma extensão da estrutura de estimação do método multiestado, haja vista que possibilita a estimação das probabilidades condicionais.

Para aplicação do método em questão necessita-se, apenas, de duas pesquisas transversais de base populacional, consecutivas e independentes, com informações do estado de saúde por idade, e de uma tábua de vida convencional entre t e $t+n$. Mais especificamente, as informações necessárias para aplicação do método são: (1) proporção observada de indivíduos saudáveis na idade $x+n$ no tempo $t+n$; (2) proporção observada de indivíduos saudáveis na idade x no tempo t ; (3) probabilidade de morte entre o tempo t e $t+n$; e (4) probabilidades de transição entre estados de saúde e morte entre t e $t+n$ (quais sejam, as probabilidades condicionais).

3.3.2 Abordagem de coorte

Outras abordagens, que utilizam o mecanismo subjacente ao Método de Sullivan e informações de pesquisas transversais consecutivas e tentaram produzir estimativas de coorte para EVS já foram propostas na literatura (Davis, Heathcote & O'Neill, 2001; Imai & Soneji, 2007). Utilizando um sistema de três estados, conforme FIG. 2, e assumindo a suposição de homogeneidade nas distribuições

de proporções de anos vividos em cada estado, Davis, Heathcote & O'Neill (2001) estimam uma parametrização logística das probabilidades que geram as respectivas proporções em cada estado. Os parâmetros, estimados por mínimos quadrados ponderados, possibilitam estimativas de expectativas de vida saudável numa perspectiva de coorte (Davis, Heathcote & O'Neill, 2001).

Na tentativa de estabelecer uma fundamentação estatística para o Método de Sullivan, a proposta de Imai & Soneji (2007) consiste em flexibilizar a suposição de estacionariedade nas proporções de anos vividos num determinado estado de saúde, condição subjacente à aplicação do Método de Sullivan para o cálculo da EVS. Os autores se baseiam na idéia de quase-coortes, obtidas em diferentes pesquisas transversais consecutivas, para estimar as prevalências de incapacidade na perspectiva de uma coorte hipotética.

Embora as propostas de Davis, Heathcote & O'Neill (2001) e Imai & Soneji (2007) tentem subtrair, de informações transversais consecutivas, o mecanismo subjacente às informações longitudinais, os resultados não incorporam a dinâmica entre os diferentes riscos que determinam o estado de saúde na idade x , o que seria possível somente com o conhecimento do padrão etário implícito das transições entre estados de saúde e morte.

3.3.3 Abordagem Bayesiana

Lynch & Brown (2010) propuseram uma abordagem Bayesiana, que reformula o método de Sullivan, permitindo estimativas intervalares da expectativa de vida saudável para qualquer sub-grupo da população, cujas informações estariam disponíveis numa pesquisa transversal. O método utiliza inferência ecológica¹¹ para produzir matrizes de probabilidades de transição de amostras simuladas. Uma vez estimadas as probabilidades de transição, elas são utilizadas para gerar tábuas de vida multiestado. O principal objetivo do método proposto por Lynch &

¹¹ Inferência Ecológica é um método que possibilita a recuperação ou estimação de dados desagregados (não-disponíveis) a partir de dados agregados (disponíveis). Mais especificamente, o método reúne um conjunto de procedimentos para se aproximar o conteúdo desconhecido de células em tabelas de contingência ou valores quando só se conhecem os totais marginais dessas tabelas (Mattos & Filho, 2002).

Brown (2010) é possibilitar a incorporação do efeito de covariáveis, medidas em diferentes níveis, tanto da pesquisa transversal quanto dos registros de óbitos.

Esses desenvolvimentos metodológicos buscam, essencialmente, uma forma de minimizar os erros de estimação da EVS diante das dificuldades de acompanhamento de uma determinada coorte de indivíduos expostos a diferentes tipos de risco. O principal obstáculo refere-se à ausência completa de uma pesquisa longitudinal, qualquer que seja, uma vez que ainda existem as limitações das pesquisas longitudinais como, por exemplo, número reduzido de replicações, tempo transcorrido entre cada replicação e seletividade da amostra.

No entanto, esse obstáculo, de um lado, não impede a estimativa da expectativa de vida saudável com base em um dos métodos descritos. De outro lado, motiva tentativas de avanços importantes, na presença de pesquisas transversais consecutivas, tais como aquelas disponíveis no Brasil. Uma proposta de método para estimativa da EVS com base na utilização de dados provenientes de pesquisas transversais consecutivas é apresentada no próximo capítulo.

4 ABORDAGEM ALTERNATIVA PARA ANÁLISE DE TENDÊNCIAS NA EXPECTATIVA DE VIDA SAUDÁVEL NO BRASIL

O método proposto nesta tese estima a estrutura etária para as taxas de transição implícitas em pesquisas transversais, com base em um padrão etário para as taxas de transição entre estados de saúde e morte, provenientes de pesquisas longitudinais e nacionalmente representativas de outras populações, e em proporções de indivíduos saudáveis e não-saudáveis por idade, provenientes das pesquisas transversais do país de interesse. Portanto, espera-se que o método proposto possa ser utilizado em qualquer população que possua informações sobre condições de saúde proveniente de pesquisas transversais.

Neste capítulo apresenta-se a nova proposta metodológica para estimação do padrão etário das taxas de transição de incapacidade implícita em pesquisas transversais. Após apresentação do método descreve-se a operacionalização da proposta para o caso do Brasil indicando as bases de dados utilizadas e as estimativas do indicador de incapacidade funcional no Brasil e das taxas de transição, utilizadas como padrão. A descrição do método é precedida por uma breve apresentação de resultados de estudos sobre incapacidade funcional e expectativa de vida saudável no Brasil, com base em métodos tradicionais.

4.1 Incapacidade funcional e expectativa de vida saudável no Brasil

As peculiaridades do rápido processo de transição da mortalidade nos países latino-americanos sugerem a possibilidade de uma rápida desaceleração nos ganhos de sobrevivência nas idades acima de 60 anos e algumas conjecturas pouco otimistas para a longevidade futura da população (Palloni & Pinto-Aguirre, 2004; 2011).

Uma das implicações desta acelerada transição da mortalidade na América Latina refere-se ao efeito desse processo nas condições de saúde da população idosa de hoje, ou seja, população de coortes que, na infância, estiveram expostas a

altas taxas de mortalidade, como consequência de baixa ingestão de nutrientes durante e pós gestação, doenças não-transmissíveis, desencadeamento de processos inflamatórios, estresse e baixo status socioeconômico. Existe um número significativo de evidências empíricas que relacionam condições desfavoráveis na vida pregressa, seja ainda no período de gestação, pós nascimento, infância ou adolescência, com aumentos na prevalência de doenças crônicas e incapacidade (Barker, 1990; Elo & Preston, 1992; Cutler, Deaton & Lleras-Muney, 2006).

O efeito deste tipo de exposição é bem documentado nos países desenvolvidos, e existem evidências deste mecanismo também em países latino-americanos (Kohler & Soldoy, 2004, Monteverde, Palloni & Noronha, 2009; Palloni & Noronha, 2010). Na medida em que uma maior proporção do crescimento total da população idosa estiver associada com coortes sobreviventes aos regimes de alta mortalidade, maior será a probabilidade de essa coorte experimentar, nas idades avançadas, os efeitos maléficos da exposição na vida pregressa (Monteverde, Palloni & Noronha, 2009). Existem evidências, por exemplo, de que algumas doenças infecciosas podem estar relacionadas com maiores chances de se ter algum tipo de câncer (Monteverde, Palloni & Noronha, 2009; Palloni & Noronha, 2010).

A ausência ou baixa qualidade de informações, de base populacional, tem sido o principal obstáculo para um maior entendimento do mecanismo que opera nos países latino-americanos, em especial no Brasil. Entretanto, este mecanismo seria consistente com conjecturas sobre a natureza e características do processo de envelhecimento na América Latina e Caribe. Ou seja, o aumento na expectativa de vida das coortes atuais de idosos nesses países seria consequência, principalmente, de avanços e intervenções da medicina (Palloni & Pinto-Aguirre, 2004; Palloni, Wong & Peláez, 2006). Essas coortes representariam uma grande proporção de indivíduos cujo nascimento e desenvolvimento, durante a infância ou adolescência, teria ocorrido *pari-passu* com precárias condições nutricionais e substancial exposição a doenças não-transmissíveis. Consequentemente, haveria um aumento na prevalência de doenças crônicas e incapacidade, comprometendo futuros ganhos na expectativa de vida saudável da

população. Finalmente, dadas as características dos regimes demográficos de muitos países latino-americanos, tal peculiaridade no processo de envelhecimento seria muito similar entre esses países.

A incapacidade funcional, mensurada de acordo com a habilidade em executar atividades da vida diária ou atividades instrumentais da vida diária, tem sido o indicador mais amplamente utilizado para o cálculo da expectativa de vida livre de incapacidade no Brasil (Baptista, 2003; Camargos, 2004; Romero, Leite & Szwarcwald, 2005; Camargos, Perpétuo & Machado, 2005; Camargos, Machado e Rodrigues, 2007, 2008b). Trata-se de um indicador conveniente para análise de tendências na EVS pelo fato de ser menos sensível a contextos culturais e temporais. De acordo com Alves, Leite & Machado (2008), as medidas utilizadas para construção do indicador variam bastante quanto às escalas, dimensões e classificações, sendo necessária, por parte do pesquisador, uma descrição clara do conceito e medidas utilizadas.

Diversos fatores demográficos, socioeconômicos, regionais e de condições de saúde podem estar relacionados com a incapacidade funcional e mobilidade física dos idosos (Alves et al, 2007; Vistoso Júnior & Guerra, 2008; Parahyba e Veras, 2008; Alves, Leite & Machado, 2010). Em uma análise multinível, com bases de dados nacionalmente representativas, Alves, Leite & Machado (2010) encontraram associação significativa entre incapacidade funcional, medida pela dificuldade de subir ladeira ou escada, e fatores demográficos, socioeconômicos e de saúde. No nível individual, fatores como sexo, educação, renda, ocupação, autopercepção de saúde e doenças crônicas apresentaram forte associação. Já no nível de contexto verificou-se uma importante associação com uma medida de desigualdade de renda (Alves, Leite & Machado, 2010).

Apesar da inexistência de séries históricas e de base populacional sobre informações de saúde no Brasil tem-se produzido, nas últimas décadas, vários estudos cujo objetivo foi estimar a expectativa de vida saudável ou livre de incapacidade (Baptista, 2003; Camargos, 2004; Camargos, Perpétuo & Machado, 2005; Romero, Leite & Szwarcwald, 2005; Camargos, Machado & Rodrigues, 2007; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008a, 2008b; Camargos, Rodrigues & Machado, 2009). Os dados utilizados foram, essencialmente, coletados em

pesquisas transversais e, em alguns casos, a representatividade era apenas em nível municipal ou regional (Baptista, 2003; Camargos, Perpétuo e Machado, 2005; Camargos, Machado e Rodrigues, 2007; Camargos, Machado e Rodrigues, 2008a). Foram utilizados indicadores distintos para estimativas da expectativa de vida saudável e, em alguns casos, foram considerados níveis de severidade ao invés de uma dimensão dicotômica do indicador. Já os métodos utilizados são aqueles denominados, geralmente, métodos de prevalência, ou seja, que não incorporam medida de incidência no cálculo da EVS.

Em um trabalho realizado para o município de São Paulo, no ano de 1999, com base na pesquisa Saúde, Bem-Estar e Envelhecimento na América Latina e no Caribe (SABE), Baptista (2003) estimou a expectativa de vida ativa considerando perfis multidimensionais de incapacidade. Os perfis foram identificados utilizando-se o método Grade of Membership (GoM), tendo sido incorporados aspectos cognitivos, emocionais e físicos (Baptista, 2003). Uma vez estimadas as prevalências em cada perfil, Baptista (2003) utilizou o método de tábuas de múltiplos decrementos para obter probabilidades de os indivíduos da amostra manifestarem um perfil específico de incapacidade. A principal desvantagem desta metodologia refere-se ao fato de o método de múltiplo decremento não considerar as transições entre os perfis de incapacidade.

Outros estudos também utilizaram a pesquisa do projeto SABE no município de São Paulo para produzir estimativas da expectativa de vida saudável ou uma de suas variantes, como a expectativa de vida ativa ou livre de incapacidade (Camargos, 2004; Camargos, Perpétuo & Machado, 2005; Camargos, Machado & Rodrigues, 2007; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008). O método utilizado em todas essas pesquisas foi o Método de Sullivan (Sullivan, 1971). Para construção do indicador do estado de saúde nesses trabalhos considerou-se, basicamente, informações sobre saúde autopercebida, geralmente utilizado como preditor de morbidade (Camargos, Machado & Rodrigues, 2008a) ou limitações funcionais, comumente medidas pelas restrições em AVD ou AIVD, como preditor de incapacidade (Camargos, Machado & Rodrigues, 2007).

Utilizando ainda o Método de Sullivan, mas incorporando diferentes formas de medir a expectativa de vida saudável, o trabalho desenvolvido por Romero, Leite

& Szwarcwald (2005) foi pioneiro, no Brasil, na utilização de uma base de dados nacionalmente representativa para estimativa do indicador. Utilizando a Pesquisa Mundial de Saúde, conduzida no ano de 2003 em escala nacional, os autores produziram três estimativas distintas da EVS, cobrindo várias dimensões de morbidade: saúde autopercebida, presença de doença ou incapacidade de longo prazo e limitações funcionais. Um dos pontos de destaque no estudo foi a tentativa de construção de um indicador de incapacidade que incorporasse níveis de severidade das limitações numa escala contínua.

Mais recentemente, foram conduzidos estudos para estimativas da EVS utilizando os suplementos de saúde das Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares (PNAD) de 1998 e 2003 (Camargos, Rodrigues & Machado, 2006; Guedes, Camargos & Machado, 2008; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008b; Camargos, Machado & Rodrigues, 2009). As informações utilizadas para construção do indicador de saúde também se basearam em autodeclaração sobre a condição de saúde ou limitações funcionais. O Método de Sullivan foi utilizado para estimativas da EVS em todos esses trabalhos.

Quanto aos resultados, verificam-se diferenciais sociodemográficos importantes nas estimativas da EVS. De relevância fundamental são as diferenças observadas por sexo e idade. No geral, a expectativa de vida das mulheres é maior que a dos homens. Entretanto, as mulheres também vivem por mais tempo com saúde autopercebida como ruim ou com incapacidade, tanto em termos relativos quanto absolutos, independentemente do indicador ou da base de dados utilizados (Camargos, Perpétuo & Machado, 2005; Romero, Leite & Szwarcwald, 2005; Camargos, Rodrigues & Machado, 2006; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008a; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008b; Camargos, Machado & Rodrigues, 2009). Entretanto, há evidências de que o diferencial por sexo tende a atenuar-se ou inverter-se com o aumento da idade (Camargos, Machado & Rodrigues, 2008a).

A análise se torna mais complexa quando diferenciais por sexo e idade são intermediados por nível de escolaridade (Camargos, Machado & Rodrigues, 2007; Guedes, Camargos & Machado, 2008). Para ambos os sexos, a proporção do número de anos a serem vividos com incapacidade pode diminuir com o aumento

do nível de escolaridade, mas em algumas idades o diferencial por sexo seria mais elevado, mesmo em níveis mais alto de escolaridade (Camargos, Machado & Rodrigues, 2007). Analisando as PNAD's de 1998 e 2000 Guedes, Camargos & Machado (2008) verificaram que, no período, houve uma maior redução percentual na expectativa de vida com incapacidade para indivíduos com menor nível de escolaridade.

Os estudos descritos anteriormente dedicaram especial atenção à mensuração da expectativa de vida saudável no Brasil, mas pouco se tem avançado nas análises de tendências desse indicador. Ademais, os métodos utilizados não consideram a heterogeneidade no risco de morte dos indivíduos nos diferentes estados de saúde. Assim, apresenta-se a seguir, uma proposta para estimativas indiretas do padrão etário das taxas de transição entre estados de saúde e morte com base na utilização de informações de pesquisas transversais consecutivas.

4.2 Proposta Metodológica

Tendo em vista as limitações do Método de Sullivan e a falta de dados para aplicação do Método Multiestado em alguns países, apresenta-se a seguir uma proposta metodológica para estimação do padrão etário implícito nas taxas de transição entre estados de saúde e morte, com base em informações de pesquisas transversais de base populacional. Para populações que dispõem de duas ou mais pesquisas transversais consecutivas, o método proposto possibilita a incorporação do ano calendário da pesquisa, captando, assim, algum efeito de período, de forma a possibilitar a análise de tendências do indicador.

Em termos gerais, considere que informações sobre condições de saúde dos indivíduos estejam disponíveis em pesquisas transversais e que seja possível a construção de uma variável indicadora do estado de saúde como, por exemplo, se o indivíduo é considerado ativo ou incapacitado funcionalmente na idade x . Neste caso, é razoável supor que a proporção observada de indivíduos ativos na idade $x+n$ é uma função das proporções de indivíduos ativos e incapacitados na idade x , expostas a diferentes tipos de riscos (competitivos) no intervalo $(x, x+n-\Delta)$, sendo Δ tão pequeno quanto possível. Ou seja, a proporção observada de indivíduos

ativos na idade $x+n$ é uma função das proporções de indivíduos ativos e incapacitados na idade x , expostas às taxas de transição entre dois estados transientes (ativo/incapacitado) e aos riscos diferenciais de mortalidade nos estados ativo e incapacitado entre x e $x+n$. Na suposição de que ocorra somente uma transição no intervalo $(x, x+n)$ e que a transição ocorra no fim do intervalo, a proporção de pessoas ativas na idade $x+n$ seria obtida pela seguinte equação:

$$\pi(x+1) = \pi(x)e^{\{-[\lambda M_x(a,m) + \gamma M_x(a,i)]\}} + [1 - \pi(x)]e^{\{-[\phi M_x(i,a) + \theta M_x(i,m)]\}} \phi M_x(i,a) \quad (9)$$

onde,

$\pi(x+1)$ é a proporção de pessoas ativas na idade $x+1$; $\pi(x)$ é a proporção de pessoas ativas na idade x ; $1 - \pi(x)$ é a proporção de pessoas com incapacidade funcional na idade x ; $M_x(a,m)$, $M_x(a,i)$, $M_x(i,a)$ e $M_x(i,m)$ são, respectivamente, as taxas de transição entre os estados ativo/morte, ativo/incapacitado, incapacitado/ativo e incapacitado/morte. As letras minúsculas a , i e m representam os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte, respectivamente.

O primeiro termo do lado direito da Equação 9 expõe a proporção de indivíduos ativos na idade exata x às taxas de mortalidade e incapacidade nesta idade. Sob as suposições de uma única transição por intervalo e que tal transição ocorra no fim do intervalo, a proporção de indivíduos ativos sobreviventes aos riscos de morte e de se tornarem incapacitados irá compor a proporção de indivíduos ativos na idade exata $x+1$. Já o segundo termo do lado direito da Equação 9 expõe a proporção de indivíduos incapacitados funcionalmente na idade exata x às taxas de mortalidade e recuperação nesta idade. Sob as mesmas suposições adotadas anteriormente, a proporção sobrevivente a estas taxas (riscos) é forçada a experimentar a transição, via multiplicação desta proporção pelas taxas de recuperação ($M_x(a,i)$), e irá compor a proporção de indivíduos ativos na idade exata $x+1$.

Um caminho mais fácil para implementar a estimação dos parâmetros λ (lambda), γ (gamma), ϕ (psi) e θ (teta) na Equação 9 consiste em ajustar um modelo de

regressão não linear tomando as taxas $M_x(a,m)$, $M_x(a,i)$, $M_x(i,a)$ e $M_x(i,m)$ como taxas de transição padrão, emprestadas de uma pesquisa longitudinal específica e de base populacional. A estratégia consiste em assumir que as estruturas etárias das taxas de transição, implícitas nas pesquisas transversais, é semelhante àquela do padrão. Assim, se o modelo da Equação 9 se ajustar bem aos dados, espera-se que os coeficientes estimados para os parâmetros λ (lambda), γ (gamma), φ (psi) e θ (teta), multiplicados pelas respectivas taxas de transição $M_x(a,m)$, $M_x(a,i)$, $M_x(i,a)$ e $M_x(i,m)$, transformem essas taxas em taxas de transição implícitas nas pesquisas transversais.

O modelo da Equação 9 pode possibilitar estimativas das taxas de transição implícitas nas pesquisas transversais considerando, ainda, o efeito de diferentes covariáveis de interesse. Assim, supondo que existam pesquisas transversais consecutivas, e que haja interesse em algum controle pelo efeito do tempo nas estimativas dos coeficientes, seria interessante a utilização de variáveis dummies referentes aos anos calendários em que cada pesquisa transversal foi conduzida. Assim, os coeficientes estimados para as *dummies* permitiriam estimar a estrutura etária implícita para as transições em cada ano da pesquisa, conforme a equação:

$$\begin{aligned} \pi(x+1) = & \pi(x)e^{\{-(\lambda_0+\lambda_1 2003+\lambda_2 2008)M_x(a,m)+(\gamma_0+\gamma_1 2003+\gamma_2 2008)M_x(a,i)\}} \\ & + [1-\pi(x)]e^{\{-(\varphi_0+\varphi_1 2003+\varphi_2 2008)M_x(i,a)+(\theta_0+\theta_1 2003+\theta_2 2008)M_x(i,m)\}} \\ & \times (\varphi_0 + \varphi_1 2003 + \varphi_2 2008)M_x(i,a) \end{aligned} \quad (10)$$

Na Equação 10 os subscritos 0, 1 e 2 para os parâmetros λ , γ , φ e θ representam os efeitos da dummy para os três anos da PNAD em cada taxa de transição $M_x(a,m)$, $M_x(a,i)$, $M_x(i,a)$ e $M_x(i,m)$, respectivamente. Neste caso, a simples inclusão da co-variável ano da PNAD triplica (de 4 para 12) o número total de parâmetros a serem estimados. Ou seja, para cada taxa padrão de transição existem dois coeficientes de inclinação a serem estimados, um para o ano de 2003 e outro para o ano de 2008 (parâmetros com os subscritos 1 e 2). Já os interceptos (λ_0 , γ_0 , φ_0 e θ_0) representam o efeito da categoria de referência para o ano da PNAD, ou seja, o ano de 1998.

Percebe-se, pela Equação 10, que a inclusão de uma co-variável no modelo aumenta significativamente o número de parâmetros a serem estimados. Entretanto, vale destacar que o objetivo inicial é a estimação dos parâmetros λ , γ , φ e θ , sem considerar o efeito de qualquer co-variável, conforme Equação 9. Se o modelo estimar adequadamente os parâmetros da Equação 9¹², o passo seguinte será a estimação do modelo considerando-se o efeito de uma co-variável de interesse.

Há uma série de covariáveis que podem ser importantes para identificar algum efeito por diferenciais sociodemográficos e/ou econômicos nas estimativas das taxas implícitas de transição. Neste caso, variáveis como sexo, raça/cor, e escolaridade são apontadas pela literatura como de grande relevância (Land, Guralnik & Blazer, 1994; Crimmins & Cambois, 2003). Um ponto importante a ser destacado quanto à definição das taxas de transição padrão a serem utilizadas como variáveis explicativas no modelo da Equação 9 é que essas taxas podem ser ajustadas considerando uma combinação de ambos os sexos, haja vista que, em geral, o padrão etário não difere significativamente entre homens e mulheres. Isso possibilitaria a utilização do sexo como covariável de controle no modelo.

É importante observar, no ajuste do modelo da Equação 9, que tal modelo deve ser aplicado a um conjunto de dados onde as proporções de pessoas ativas ou incapacitadas são medidas agregadas por idade. Ou seja, cada observação no conjunto de dados refere-se a uma medida agregada num intervalo etário específico. Dessa forma, quanto menor o intervalo etário maior será o número de observações para ajuste do modelo.

O fato de o modelo, tal como proposto, utilizar observações agregadas, introduz certa dificuldade na estimação dos coeficientes. Por exemplo, no modelo mais simples, sem covariáveis, tem-se quatro parâmetros a serem estimados (λ , γ , φ e θ), um para cada conjunto de taxas padrão de transição ($M_x(a, m)$, $M_x(a, i)$,

¹² Estimativas além do intervalo (-1; 1) são pouco razoáveis. Por exemplo, uma estimativa (ou coeficiente) maior que 1, para um determinado parâmetro, implicaria que o fator de inflação que determinada a taxa implícita na pesquisa transversal fosse da ordem de $\exp\{\text{coeficiente}\}$. Deste modo, o nível da função de transição dada pela pesquisa transversa seria muito mais elevado que o nível do padrão.

$M_x(i, a)$ e $M_x(i, m)$). Isto posto, sugere-se, para aplicação do modelo, que as medidas sejam agregadas por anos simples de idade. Ademais, se pesquisas transversais consecutivas estão disponíveis, é possível proceder ao empilhamento das bases de dados com o objetivo de aumentar o “poder” de estimação do modelo.

4.3 Aplicação da metodologia proposta para o caso do Brasil

A aplicação da metodologia proposta no tópico anterior para o caso do Brasil demanda a construção de uma base de dados com as seguintes informações: a) proporção de pessoas saudáveis e não-saudáveis no Brasil, por idade simples, desagregadas por covariáveis de interesse e b) padrões etários para as taxas de transição entre estados de saúde e morte, com base em dados longitudinais, também obtidos por idade simples.

4.3.1 Proporções de pessoas saudáveis e não-saudáveis por idade no Brasil

No Brasil, há uma escassez de pesquisas de base populacional voltadas especificamente para análise da transição de saúde e processo de envelhecimento populacional, em que pese sua extrema importância para avaliação das mudanças no padrão de morbi-mortalidade da população em idades adultas e/ou avançadas.

No entanto, há certo empenho por parte da iniciativa pública na realização de pesquisas domiciliares transversais consecutivas, de base populacional (com representatividade nacional), assim como na manutenção de instrumentos padronizados para coleta de dados. Um desses esforços resulta na aplicação anual da Pesquisa Nacional por Amostra Domiciliar (PNAD). Com exceção da área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá, a PNAD cobre todo o país e, portanto, pode ser utilizada com o objetivo de inferir resultados para a população adulta e idosa do Brasil (aqui considerada como pessoas com 60 anos ou mais de idade). Como esforços adicionais destacam-se: a) a tentativa de,

a partir de 1998, coletar e disponibilizar um suplemento de saúde a cada 5 anos; b) a inclusão, a partir de 2004, das áreas rurais mencionadas anteriormente (IBGE, <<http://www.ibge.gov.br>>).

Nesta tese, informações sobre condições de saúde dos idosos (pessoas de 60 anos e mais) provenientes dos suplementos de saúde das PNAD de 1998, 2003 e 2008 são utilizadas para estimar as proporções de pessoas saudáveis e não-saudáveis no Brasil, por anos simples de idade, desagregadas por covariáveis de interesse.

4.3.2 Taxas de transição padrão

A aplicação do modelo proposto para estimação do padrão etário implícito das taxas de transição de incapacidade em pesquisas transversais depende da utilização de um padrão etário de transição de incapacidade num intervalo de tempo de 1 ano. De acordo com a Equação 9, as taxas de transição por idade $M_x(a,m)$, $M_x(a,i)$, $M_x(i,a)$ e $M_x(i,m)$, ajustadas com base em uma pesquisa longitudinal e tomadas emprestadas como padrão funcionam como uma padronização indireta que permite uma correção do nível das transições implícitas em pesquisas transversais. Assim, a suposição básica na aplicação do modelo proposto é que a estrutura das taxas de transição por idade, implícita nas pesquisas transversais, são semelhantes àquelas do padrão utilizado.

Em se tratando de um estudo sobre a estimação indireta do padrão etário das taxas de transição de incapacidade por idade, é aconselhável a utilização de um padrão etário proveniente de uma população com características sociodemográficas e de saúde semelhantes àquelas da população em estudo. Assim, optou-se por utilizar um padrão etário proveniente de um país latino americano (México) e outro caribenho (Porto Rico) que possuem pesquisas longitudinais, de livre acesso, com informações sobre as condições de saúde e envelhecimento de sua população idosa.

4.4 Descrição das variáveis e construção do indicador de incapacidade funcional no Brasil, México e Porto Rico

Como dito anteriormente, os dados para estimativa das taxas de incapacidade funcional no Brasil são provenientes das Pesquisas por Amostras Domiciliares (PNAD) de 1998, 2003 e 2008, que incluíram um suplemento sobre saúde. Para estimativa do padrão etário das transições de incapacidade funcional no México e em Porto Rico, utilizadas como padrão para aplicação da metodologia proposta ao caso do Brasil, as informações são oriundas das pesquisas Mexican Health and Aging Study (MHAS), de 2001 e 2003, e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (PREHCO), de 2002/2003 e 2006/2007.

4.4.1 Proporção de pessoas com incapacidade funcional no Brasil

Os suplementos de saúde da PNAD, aplicados nos anos de 1998, 2003 e 2008, coletaram informações em dois módulos: características de saúde e mobilidade física dos moradores. A caracterização do respondente (tipo de informante: se a própria pessoa, pessoa não moradora do domicílio ou outra pessoa moradora do domicílio) foi identificada antes de cada módulo. As características de saúde se dividem em dois tipos: morbidade e doenças auto-reportadas. No campo de morbidade são coletadas informações sobre: a) saúde autopercebida, cuja escala de resposta é: muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim; b) informações sobre atividades não realizadas por motivo de saúde nas duas últimas semanas, indicando quais atividades, quantos dias deixou de realizar tais atividades e o motivo; c) se esteve acamado nas duas últimas semanas e o motivo; d) doenças auto-reportadas.

Com exceção das informações sobre doenças auto-reportadas, não houve alteração da pergunta nos três anos que o suplemento de saúde foi aplicado. No campo de mobilidade física as informações foram coletadas somente para pessoas de 14 anos ou mais de idade. Informações sobre o grau de dificuldade para realização de atividades foram coletadas e mensuradas em uma escala ordinal com quatro níveis: *não tem dificuldade* (ausência de qualquer tipo de limitação); *tem pequena dificuldade*; *tem grande dificuldade*; e *não consegue* (total

impossibilidade para realização da atividade);. A segunda e terceira categorias estariam representando as situações de limitação parcial.

Ao todo, foram coletadas informações sobre limitação de atividades em sete itens. No primeiro item o respondente foi questionado sobre limitações em atividades de cuidado pessoal (alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro). Caso a resposta a este item indicasse uma limitação total ou grande dificuldade para a realização das atividades, a avaliação era encerrada sem que as informações nos outros seis itens fossem coletadas. Para o ano de 2008 foram acrescentados mais quesitos sobre mobilidade e uma nova seção sobre fatores de risco para a saúde.

As informações sobre limitações em atividades de cuidado pessoal (alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro) fazem parte do conjunto de atividades da vida diária (AVD) e já foram utilizadas em trabalhos anteriores como um indicador de incapacidade funcional (Parahyba, Veras & Melzer, 2005; Camargos, Machado & Rodrigues, 2008b). Assim, numa primeira tentativa de aplicação do modelo proposto no capítulo anterior, optou-se por utilizar esta informação para construção de um indicador dicotômico de incapacidade funcional. Deste modo, os estados de saúde a serem utilizados na aplicação da proposta metodológica desta tese resumem-se à dicotomia: incapacitado funcionalmente ou livre de incapacidade funcional. Para facilitar a nomenclatura dos parâmetros no modelo será utilizado o termo "ativo" para designar o estado de saúde livre de incapacidade funcional.

Do total da amostra nas PNAD de 1998, 2003 e 2008 foram excluídos 105 casos para os quais não havia declaração da idade: 33 casos em 1998 e 72 casos em 2003. A amostra considerada para análise refere-se às pessoas de 60 anos e mais de idade. Desta sub-amostra foram excluídos 6 casos sem declaração do estado de saúde: 4 casos na PNAD de 1998 e 2 casos na PNAD de 2003. Já na PNAD de 2008 não ocorreram casos sem declaração de idade e todos os indivíduos declararam o estado de saúde, inclusive os 45 casos sem declaração na variável informante. Na TAB. 1 são apresentados os tamanhos das amostras disponíveis para análise, assim como o número e proporção da população representada por cada amostra, por idade, ano da PNAD e grupos etários quinquenais. As proporções por idade para pessoas de 60 anos e mais,

apresentadas no decorrer deste item, foram obtidas utilizando-se o peso para expansão da amostra nas PNAD.

TABELA 1 – Número e proporção de pessoas de 60 anos e mais de idade na amostra da PNAD e na população, Brasil 1998, 2003 e 2008

Grupos de idade (em anos)	1998		2003		2008	
	Amostra	%	Amostra	%	Amostra	%
60 a 64	9.214	31,8	10.980	31,3	12.832	31,1
65 a 69	7.407	25,6	8.597	24,5	10.199	24,7
70 a 74	5.447	18,8	6.721	19,2	7.454	18,1
75 a 79	3.427	11,8	4.402	12,6	5.266	12,8
80 a 84	2.044	7,1	2.505	7,1	3.164	7,7
85 a 89	998	3,4	1.214	3,5	1.535	3,7
90 a 94	294	1,0	476	1,4	594	1,4
95 a 99	90	0,3	123	0,4	169	0,4
100 e mais	16	0,1	19	0,1	56	0,1
Total	28.937	100,0	35.037	100,0	41.269	100,0

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares: 1998, 2003 e 2008.

A TAB. 2 apresenta as proporções de indivíduos em cada amostra, classificados de acordo com o grau de dificuldade para o exercício de atividades da vida diária, por ano da PNAD. Seguindo a proposta apresentada por Camargos, Machado & Rodrigues (2008b), uma dicotomização do indicador de incapacidade funcional, com base nas informações da TAB. 2, pode ser feita considerando-se como incapacitados os indivíduos que responderam *não consegue, tem grande dificuldade e tem pequena dificuldade* para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro. Já os indivíduos que responderam *não tem dificuldade* para realização dessas atividades foram classificados como ativos (ou livres de incapacidade funcional). O resultado desta proposta de dicotomização é apresentado na TAB. 3.

TABELA 2 – Proporção de pessoas de 60 anos e mais de idade nas amostras das PNAD, de acordo com o grau de dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro, Brasil 1998, 2003 e 2008

Grau de dificuldade	1998	2003	2008	Total
<i>Não consegue</i>	2,0	2,4	2,2	2,2
<i>Tem grande dificuldade</i>	4,5	4,1	4,7	4,5
<i>Tem pequena dificuldade</i>	8,9	7,2	8,4	8,1
<i>Não tem dificuldade</i>	84,5	86,4	84,7	85,2
<i>Total</i>	100,0	100,0	100,0	100,0
	28.937	35.037	41.269	105.243

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008.

TABELA 3 – Proporção de pessoas de 60 anos e mais de idade nas amostras das PNAD, classificados como ativos ou com incapacidade funcional, Brasil 1998, 2003 e 2008

Condição de saúde	1998	2003	2008	Total
<i>Ativo</i>	84,5	86,4	84,7	85,2
<i>Incapacitado</i>	15,5	13,6	15,3	14,8
<i>Total</i>	100,0	100,0	100,0	100,0
	28.937	35.037	41.269	105.243

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008.

A utilização de pesquisas transversais consecutivas, como as PNAD de 1998, 2003 e 2008, com o objetivo de analisar tendências no indicador de incapacidade funcional, pode ser questionada devido às fontes de erros que não podem ser atribuídas à variabilidade amostral destas pesquisas, dentre as quais destacam-se a seleção da amostra e a imprecisão de respostas (Lohr, 1999).

Quanto aos erros de seleção da amostra, o principal problema estaria relacionado à exclusão da população institucionalizada. De acordo com Doblhammer & Kytit (2001) trata-se de um viés de seleção que pode ter maior efeito nas estimativas para mulheres idosas, haja vista que elas apresentam maiores riscos de viverem em instituições. Entretanto, sob a suposição de que o estado de saúde dos idosos institucionalizados, por sexo e idade, não sofreu grandes alterações entre 1998 e 2008, este tipo de erro não afetaria as estimativas.

No que diz respeito à imprecisão nas respostas, ao se avaliar a incapacidade funcional trabalha-se com a dificuldade ou inabilidade de realizar determinada tarefa. Trata-se de uma informação concreta, mesmo sendo fornecida por um informante, pois, afinal, este informante saberá dizer se a pessoa de referência consegue ou não desempenhar aquelas atividades ou se possui dificuldade. No caso das AVD a percepção pode ser facilitada, pois tratam-se de tarefas básicas de auto-cuidado. Deste modo, é pouco provável que a informação de terceiros comprometa a precisão da resposta. Ademais, se o informante é morador do domicílio é possível que não haja diferença entre a percepção do terceiro informante e da pessoa de referência.

Na TAB. 4 são apresentados os números e proporções de informantes por ano da PNAD, identificando a parcela de terceiros que é moradora do domicílio. A proporção de terceiros informantes não varia significativamente entre 1998 e 2003. Uma mudança significativa é verificada apenas entre 2003 e 2008, mas a proporção de terceiros informantes diminui no período. Menos que 4% das informações foram fornecidas por pessoas não residentes no domicílio, ou seja, mesmo que houvesse uma resposta diferencial, tal discrepância não afetaria significativamente os resultados.

TABELA 4 – Proporção de informantes no suplemente de saúde da PNAD, por tipo de informante, Brasil 1998, 2003 e 2008

Informante	Ano da PNAD			Total
	1998	2003	2008	
<i>A própria pessoa</i>	64,1	64,6	71,8	67,3
<i>Outra pessoa moradora</i>	32,2	31,9	25,2	29,4
<i>Outra pessoa não moradora</i>	3,7	3,6	3,0	3,4
<i>Total</i>	100,0	100,0	100,0	100,0
	28.941	35.039	41.224	105.204

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008.

4.4.2 Incidência de incapacidade funcional por idade no México e em Porto Rico

Para analisar os determinantes no padrão etário das transições de incapacidade funcional de pessoas com 60 anos e mais de idade são utilizadas as pesquisas longitudinais sobre condições de saúde do México e de Porto Rico. A pesquisa sobre envelhecimento e saúde no México (MHAS¹³ – *Mexican Health and Aging Study*) é um estudo de painel prospectivo e nacionalmente representativo de indivíduos em idade adulta ou idosos. A primeira entrevista foi conduzida no ano de 2001 e uma segunda onda foi aplicada em 2003. Os dados coletados proporcionaram uma quantidade substancial de informações sociodemográficas, de saúde, performances funcionais e cognitivas e medidas antropométricas. A amostra é composta por pessoas de 50 anos ou mais de idade, caracterizadas por altas prevalências de doenças transmissíveis e não transmissíveis, desigualdades de renda e saúde e certa predominância de famílias estendidas que funcionam, geralmente, como instituições que promovem capital social, humano e financeiro (Kohler & Soldo, 2004).

Na MHAS, as perguntas sobre AVD fazem parte do módulo sobre funcionalidade e ajuda (seção H do questionário). A seção H é dividida em cinco blocos e as entrevistas foram feitas na seguinte ordem: a) Dificuldade com atividades; b) Atividades da vida diária; c) Ajuda com atividades da vida diária; d) Atividades instrumentais da vida diária; e) Ajuda com atividades instrumentais da vida diária. O módulo sobre atividades da vida diária só foi aplicado no caso de resposta negativa em todas as questões do módulo sobre dificuldade com atividades.

Por sua vez, o estudo *Puerto Rican Elderly: Health Conditions* (PREHCO), além de abordar características gerais da população com 60 anos e mais residente em Porto Rico, fornece outras informações, tais como: condições de saúde, características do domicílio, transferência intergeracional, estado funcional, história laboral e fontes de renda, migração, características da infância, seguro de saúde, utilização e acesso a serviços de saúde, maus-tratos, história conjugal,

¹³ Informações detalhadas sobre a MHAS podem ser obtidas em: <http://www.ssc.upenn.edu/mhas/>.

sexualidade e medidas antropométricas. Trata-se de uma amostra representativa da população com 60 anos ou mais, residente em domicílios particulares, capacitada ou não física e mentalmente (Palloni et al, 2005).

Em relação à pergunta sobre atividades da vida diária, tanto na MHAS quanto na PREHCO o entrevistado foi questionado se, por problemas de saúde, tinha dificuldades para realização de determinada atividade. As atividades incluídas em ambos os questionários da MHAS e PREHCO foram: caminhar, banhar-se, alimentar-se, deitar-se ou levantar-se da cama e usar o banheiro. As categorias de respostas consideradas na MHAS e na PREHCO foram: sim, não, não pode, não faz/não se aplica. Verificou-se uma baixa frequência de respostas classificadas como não pode ou não faz/não se aplica nas duas pesquisas (ao redor de 0,30% em todas as atividades). Assim, optou-se por considerar somente as categorias de respostas classificadas como sim ou não para a construção do indicador de incapacidade funcional nas pesquisas.

Como a pergunta da PNAD considera três atividades combinadas em uma única questão (alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro), optou-se por utilizar as mesmas três atividades para a construção do indicador de incapacidade funcional nas bases de dados MHAS e PREHCO. Portanto, o respondente foi classificado como incapacitado funcionalmente caso tivesse respondido sim em ao menos uma dessas três atividades. De acordo com esta opção de construção do indicador de incapacidade funcional nas três bases de dados, apresenta-se, no QUAD. 1, a compatibilização das informações.

A utilização de apenas três AVD para construção do indicador de incapacidade funcional já foi adotada no estudo de Liu *et al* (1995), que consideraram três atividades (banhar-se, subir dois ou três degraus de escada e caminhar cerca de 200 ou 300 metros). Os autores verificaram que a prevalência de incapacidade funcional considerando três itens não foi muito diferente daquela obtida utilizando-se um maior número de atividades.

QUADRO 1 – Compatibilização das informações sobre AVD entre as bases de dados da PNAD, MHAS e PREHCO

PNAD:		MHAS e PREHCO:			
<i>Tem dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro?</i>		<i>Tem dificuldade para:</i>			
Resposta Original	Recodificação	Resposta Original	Recodificação		
1 - Não consegue	Sim Incapacitado	1 - alimentar-se?	Sim em ao menos 1 AVD	Incapacitado	
2 - Tem grande dificuldade		2 - tomar banho?			
3 - Tem pequena dificuldade		3 - ir ao banheiro?			
7 - Não tem	Não Ativo		Não nas 3 AVD's	Ativo	

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008; Mexican Health and Aging Study (MHAS, 2011) e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (PREHCO, 2011).

Uma vez que apresentar dificuldade em ao menos uma AVD implica ter um nível mais severo na escala de incapacidade funcional, uma proposta alternativa seria desconsiderar como incapacitado funcional quem respondeu ter pequena dificuldade à pergunta da PNAD. Entretanto, considerando como incapacitado funcional as pessoas nesta categoria, tem-se uma definição mais ampla de incapacidade funcional. Além disso, é possível que haja um nível maior de subjetividade nas respostas para esta categoria. Há que se pensar na possibilidade de aplicação de ambas as definições, ou de outras propostas mais adequadas para um indicador de incapacidade funcional que considere dimensões semelhantes na escala de respostas nas pesquisas transversal e longitudinal a serem utilizadas para aplicação do método proposto.

No total foram entrevistados 15.000 indivíduos com 50 anos e mais na primeira onda da pesquisa MHAS em 2001. Dos indivíduos entrevistados na primeira onda, cerca de 12.000 compõem o estudo de painel em 2003. Considerando apenas as pessoas com 60 anos e mais e com informações sobre limitações funcionais em AVD, a amostra considerada nesta tese foi 3.358 indivíduos na primeira onda da pesquisa. Destes, de acordo com a amostra na segunda onda, 2.856 sobreviveram, 378 morreram e 124 foram dados ausentes. A TAB. 5 apresenta o número de transições entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte entre 2001 e 2003. Também são apresentados os casos

com informação ausente (não resposta) na segunda onda, isto é, casos para os quais não se sabe o estado de destino do indivíduo. Verifica-se um baixo número de transições entre alguns estados, que pode acarretar uma alta variabilidade nas estimativas das probabilidades de transição por idade.

TABELA 5 – Número de transições entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte para pessoas acima de 60 anos de idade, México, 2001-2003

Estado de origem em 2001	Estado de destino em 2003				Total
	Ativo	Incapacitado	Morto	NR	
Ativo	2.140	308	226	110	2.784
Incapacitado	221	187	152	14	574
Total	2.361	495	378	124	3.358

Fonte dos dados básicos: MHAS – Mexican Health and Aging Study (2001-2003)

Em relação ao estudo PREHCO, considerando apenas os indivíduos com informações sobre limitações funcionais em AVD, a amostra considerada foi 3.692 indivíduos na primeira onda da pesquisa. Na segunda onda, entre os 3.692 que responderam à pergunta sobre AVD, identificou-se 2.925 sobreviventes, 427 mortes e 627 dados ausentes. Um problema com os dados da PREHCO é que na segunda onda da pesquisa a pergunta sobre AVD parece não ter sido feita para o informante ou para os indivíduos que foram institucionalizados, que somam 287 casos, ao passo que na primeira onda foi registrada a resposta para esses indivíduos. Dessa forma, sabe-se que dentre os 627 “missings” para a pergunta na segunda onda, 287 não morreram.

A TAB. 6 apresenta o número de transições entre estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte entre a primeira e segunda ondas da pesquisa. São apresentados os casos com informação ausente (não resposta), identificando aqueles cuja informação de sobrevivência é conhecida.

TABELA 6 – Número de transições entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte para pessoas acima de 60 anos de idade, Porto Rico, 2002/2003 – 2006/2007

Estado de origem em 2002/2003	Estado de destino em 2006/2007					
	Ativo	Incapacitado	Morto	NR*	NR	Total
Ativo	2.345	172	371	250	322	3.460
Incapacitado	79	42	56	37	18	232
Total	2.424	214	427	287	340	3.692

Fonte dos dados básicos: PREHCO – Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007)

* Não respostas cuja informação de sobrevivência é conhecida.

Na primeira onda da PREHCO tanto a pessoa de referência, institucionalizada ou não, quanto os terceiros informantes responderam a pergunta sobre AVD. Já na segunda onda somente a pessoa de referência não institucionalizada respondeu a pergunta. Neste caso, os terceiros informantes e as pessoas de referência institucionalizadas que não morreram compõem parte daqueles que não responderam o quesito sobre AVD na segunda onda mas estão vivos e são classificados separadamente na TAB. 6.

5 PADRÃO ETÁRIO E DIFERENCIAIS SOCIODEMOGRÁFICOS NA INCIDÊNCIA E PREVALÊNCIA DE INCAPACIDADE FUNCIONAL EM TRÊS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA E CARIBE

Diferenciais em mortalidade e saúde são refletidos não somente por variações na incidência e prevalência de morbidade, incapacidade e mortalidade, mas também por características históricas, culturais e sociais (Liu *et al*, 1995; Liang, Liu & Gu, 2001). Lui *et al* (1995), destacam quatro principais utilidades na condução desse tipo de estudo em diferentes populações: a) maior generalização de uma dada observação; b) melhor conhecimento das relações causais, na medida em que variações entre os dados podem ultrapassar o que é observável em uma determinada cultura; c) melhor entendimento do mecanismo causal subjacente aos diferentes riscos que atuam na relação entre morbidade e mortalidade; d) possibilidade de indicação de alguns dos principais problemas em saúde pública.

Várias hipóteses já foram investigadas sobre os determinantes das transições entre estados de saúde e morte (Liu *et al*, 1995; Liang, Liu & Gu, 2001; Guralnik *et al*, 1993). O aumento da idade tem um impacto forte e positivo nas transições para os estados de incapacidade funcional e morte, ao passo que a recuperação de determinada condição crônica ou incapacitante é negativamente associada com idade. Quanto ao diferencial por sexo, as mulheres possuem menores taxas de mortalidade que os homens, mas apresentam maiores riscos de se tornarem incapacitadas. A escolaridade, como *proxy* para nível socioeconômico, é inversamente relacionada à probabilidade de se tornar incapacitado e/ou morrer. Finalmente, rede e/ou suporte social, comportamento de saúde, saúde autoreferida e doenças crônicas também se apresentam como variáveis importantes para determinar o padrão etário das transições de incapacidade funcional (Liu *et al*, 1995; Liang, Liu & Gu, 2001; Guralnik *et al*, 1993).

Com base nesses padrões etários de transição de incapacidade funcional, e em proporções de indivíduos saudáveis e não-saudáveis por idade, provenientes das Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares (PNAD), o método proposto no

Capítulo 4 estima a estrutura etária para as taxas de transição implícitas nas pesquisas transversais. Como a proporção de pessoas com incapacidade funcional tende a ser diferente entre sub-grupos de uma mesma população (Parahyba & Melzer, 2005; Parahyba & Simões, 2006; Santos et al, 2008), é importante considerar as mudanças ocorridas nos três anos da PNAD desagregando-se as proporções por características sociodemográficas.

Este capítulo apresenta uma análise do efeito de variáveis sociodemográficas e de saúde na prevalência de incapacidade funcional por idade no Brasil, considerando-se informações do suplemento de saúde das PNAD de 1998, 2003 e 2008. A investigação de determinantes do padrão etário das transições de incapacidade funcional no México e Porto Rico, apresentada a seguir, foi baseada em dados fornecidos pela MHAS e PREHCO. Ao final são apresentados os padrões etários das transições de incapacidade funcional utilizados na aplicação do método proposto para estudar o caso do Brasil.

5.1 Diferenciais sociodemográficos e de saúde na prevalência de incapacidade funcional no Brasil

O método proposto no Capítulo 3 estima a estrutura etária para as taxas de transição implícitas nas pesquisas transversais com base em duas fontes de informação: padrões etários de transição de incapacidade funcional, provenientes de pesquisas longitudinais, e proporções de indivíduos saudáveis e não-saudáveis por idade, provenientes de pesquisas transversais. Como a proporção de pessoas com incapacidade funcional tende a ser diferente entre sub-grupos de uma mesma população (Parahyba & Melzer, 2005; Parahyba & Simões, 2006; Santos et al, 2008), é importante considerar as mudanças ocorridas nas prevalências de incapacidade funcional nos três anos da PNAD, considerando-se o efeito de características sociodemográficas e de saúde da população em estudo. Portanto, uma investigação do efeito dessas características na prevalência de incapacidade funcional precede a aplicação do método proposto.

Na TAB. 7 são apresentadas as proporções de indivíduos de 60 anos e mais nas amostras das PNAD de 1998, 2003 e 2008, por sub-grupos da população. As

variáveis apresentadas nesta tabela compreendem as variáveis explicativas na análise dos diferenciais sociodemográficos e de saúde nas prevalências de incapacidade funcional. A variável dependente, neste modelo, foi construída de acordo com a compatibilização apresentada no QUAD. 1, ou seja, os indivíduos são classificados em duas categorias mutuamente excludentes de estado de saúde: com ou sem incapacidade funcional, classificados, no contexto deste estudo, como ativos ou incapacitados.

Ainda na TAB. 7 são apresentadas as proporções de indivíduos ativos e incapacitados funcionalmente por sub-grupos da população de idosos de 60 anos e mais nos anos de 1998, 2003 e 2008. Utilizando-se o peso do indivíduo para expansão da amostra é possível fazer inferências sobre a evolução das proporções de pessoas 60 anos e mais de idade entre 1998 e 2008, por sub-grupos da população. Os diferenciais por sexo e o padrão de aumento com a idade na proporção de pessoas com incapacidade funcional são marcantes e seguem os resultados apontados pela literatura no que diz respeito à importância de uma análise desagregada por estes sub-grupos da população (Guedes *et al*, 2011). A proporção de mulheres com incapacidade funcional é maior que a dos homens e esse diferencial parece aumentar no tempo considerado para análise.

Como a distribuição da população brasileira por raça/cor, de acordo com as informações da PNAD, tende a se concentrar nas categorias branca e parda, cerca de 54% e 38%, respectivamente, optou-se por adotar a classificação dicotômica proposta por Romero (2002). Destaca-se que entre 1998 e 2008 os diferenciais por raça/cor se atenuam. É possível que essa convergência tenha ocorrido em função de uma aproximação na proporção da amostra por raça/cor no período em análise. Em 1998 o diferencial por essas categorias de raça/cor era de 22% (passando de 61% a 39%), ao passo que em 2008 esse diferencial reduz para 12% (passando de 56% a 44%).

A classificação de grupos de anos de estudo nas PNAD baseia-se na pergunta de última série e graus concluídos. Assim, uma pessoa que terminou a quinta série, por exemplo, teria 5 anos completos de estudo mesmo se estivesse cursando a sexta série ou se abandonasse os estudos nesta série. Considerando-se as categorias de anos de estudo, não se verifica uma mudança marcante na

proporção de indivíduos com incapacidade funcional. Da mesma forma, não se percebe, no período em análise, uma mudança marcante no diferencial por categorias de autopercepção de saúde e número de doenças crônicas relatadas.

TABELA 7 – Número e proporção de pessoas de 60 anos e mais de idade na amostra, por características sociodemográficas e de saúde, Brasil 1998, 2003 e 2008

Características	Proporção no total (N) e por estado funcional (Ativo ou Incapacitado)					
	1998		2003		2008	
	N	Incap.	N	Incap.	N	Incap.
Sexo						
<i>Homens</i>	44,5	13,4	44,1	11,5	43,8	12,9
<i>Mulheres</i>	55,5	17,1	56,0	15,0	56,2	17,0
<i>Total efetivo</i>	28.943		35.042		41.269	
Grupos de idade						
<i>60-64</i>	31,6	9,4	31,1	6,9	30,9	8,2
<i>65-69</i>	25,8	11,3	24,5	9,2	24,5	10,7
<i>70-74</i>	18,8	15,1	19,4	13,2	18,3	14,3
<i>75-79</i>	11,7	21,2	12,7	18,7	12,8	20,6
<i>80-84</i>	7,3	29,3	7,2	27,1	7,8	29,8
<i>85-89</i>	3,4	39,2	3,4	38,0	3,8	38,8
<i>90 e mais</i>	1,3	53,4	1,7	52,9	1,9	54,2
<i>Total efetivo</i>	28.943		35.042		41.269	
Raça/Cor						
<i>Preta</i>	39,0	17,0	40,7	14,0	44,0	15,2
<i>Branca</i>	61,0	14,4	59,3	13,1	56,0	15,3
<i>Total efetivo</i>	28.943		35.042		41.269	
Escolaridade						
<i>Menos de 1 ano</i>	40,7	20,8	36,9	18,8	32,2	21,6
<i>1 a 3 anos</i>	21,9	13,8	21,0	12,6	19,5	15,3
<i>4 a 7 anos</i>	23,5	12,0	25,2	10,7	25,8	12,7
<i>8 a 10 anos</i>	5,2	9,8	5,1	7,7	7,6	10,7
<i>11 a 14 anos</i>	5,6	7,4	7,5	7,8	9,5	9,2
<i>15 anos ou mais</i>	3,1	6,1	4,3	4,5	5,5	6,0
<i>Total efetivo</i>	28.930		35.024		41.251	
Autopercepção de Saúde						
<i>Muito bom</i>	6,8	2,2	7,9	1,8	7,8	3,0
<i>Bom</i>	32,5	5,3	35,7	4,9	37,2	6,6
<i>Regular</i>	44,2	14,8	42,9	13,7	41,4	16,4
<i>Ruim</i>	13,6	39,2	11,1	38,5	10,7	38,9
<i>Muito ruim</i>	2,9	59,0	2,5	58,5	2,9	53,5
<i>Total efetivo</i>	28.940		35.038		41.269	
Número de Doenças Crônicas						
<i>Nenhuma</i>	22,1	6,5	25,2	6,7	23,4	8,5
<i>1 doença</i>	25,8	11,5	27,8	10,1	29,1	11,2
<i>2 doenças</i>	23,6	16,5	22,5	14,6	23,2	16,3
<i>3 doenças</i>	15,9	20,3	14,0	20,0	14,1	21,0
<i>4 ou mais doenças</i>	12,5	31,2	10,4	27,3	10,2	31,5
<i>Total efetivo</i>	28.905		35.030		41.269	

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008.

Um fato intrigante na evolução da proporção de idosos com incapacidade funcional entre os três anos da pesquisa refere-se ao fato de que, independentemente do tipo de desagregação por sub-grupos da população, é notável, nos dados apresentados na TAB. 7, a redução na proporção de idosos com incapacidade funcional entre 1998 e 2003 e uma ligeira retomada dessa proporção em 2008, para níveis próximos ou superiores aos de 1998. Por exemplo, a proporção de homens com incapacidade funcional reduziu 1,9% entre 1998 e 2003 e aumentou 1,4% entre 2003 e 2008. Essa oscilação é verificada, ainda, em todos os grupos de idade, todas as categorias de raça/cor e escolaridade e em algumas categorias de autopercepção de saúde e número de doenças crônicas.

Com o objetivo de analisar o efeito de determinada característica na prevalência de incapacidade funcional foram ajustados modelos de regressão logística entre as variáveis apresentadas na TAB. 7 e o indicador dicotomizado de incapacidade funcional, construído de acordo com o QUAD. 1. Os resultados dos modelos ajustados são apresentados na TAB. 8. Em todos os modelos as informações das PNAD de 1998, 2003 e 2008 foram empilhadas, e somente no Modelo 4 considerou-se o efeito do ano da PNAD nas estimativas (TAB. 8). As variáveis foram adicionadas gradualmente para analisar possíveis mudanças na razão das chances de incapacidade funcional em função do efeito de determinada variável.

Primeiramente, no Modelo 1, analisou-se o efeito de características demográficas na chance de um idoso ser classificado como incapacitado funcionalmente. Em seguida foram adicionadas variáveis socioeconômicas (Modelo 2) e de saúde (Modelo 3). Finalmente, no Modelo 4 adicionou-se o ano da PNAD como controle, com o objetivo de analisar algum efeito de tempo na relação entre as variáveis explicativas e a chance de um idoso ser classificado como incapacitado.

De acordo com os modelos ajustados pessoas acima de 60 anos de idade, do sexo feminino, de raça/cor branca e com menos anos de estudo possuem maior chance de apresentarem incapacidade funcional (TAB. 8). Um aumento de 1 ano na idade aumenta em 8% a chance de apresentar incapacidade funcional, mantendo constantes as demais variáveis. A suposição de que o logito da probabilidade de ser incapacitado é linear com a idade é confirmada ao se

analisar essa relação graficamente. Neste caso, um aumento de 10 anos na idade, a partir de 60 anos, mais que dobra a chance de apresentar incapacidade funcional ($\exp(10 \times 0,08)=2,23$). A escolaridade, medida por categorias de anos de estudo, tem um efeito positivo na chance de incapacidade funcional.

Destaca-se a chance altamente elevada de incapacidade funcional para os indivíduos que percebem sua saúde como ruim ou muito ruim. Embora com efeito menor que a autopercepção de saúde, o número de doenças crônicas também é positivamente relacionado com um aumento da chance de incapacidade funcional.

No Modelo 4 foram incluídas *dummies* para os anos da PNAD, com o objetivo de analisar se houve mudança significativa na chance de apresentar incapacidade funcional entre os três anos em que a pesquisa foi realizada. Os resultados apontam para mudanças significativas na chance de incapacidade funcional tanto entre 1998 e 2003 quanto entre 1998 e 2008. O Modelo 4 foi ajustado considerando o ano de 2003 como categoria de referência e as razões das chances estimadas para 1998 e 2008, em relação a 2003, foram de 1,06 e 1,20, respectivamente. Estes resultados corroboram as mudanças observadas nas proporções de pessoas com incapacidade funcional nos três anos da pesquisa, ou seja, a significativa redução na proporção de pessoas com incapacidade funcional entre 1998 e 2003, seguida de posterior aumento entre 2003 e 2008 em todos os subgrupos da população (ver TAB. 7).

TABELA 8 – Estimativas pontuais e intervalares da razão das chances de um indivíduo de 60 anos e mais ser classificado como incapacitado funcionalmente, Brasil 1998, 2003 e 2008

Variáveis (referência)	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4			
	RC	I.C. (95%)	RC	I.C. (95%)	RC	I.C. (95%)	RC	I.C. (95%)		
Sexo (homem)	0,8*	0,74	0,80	0,76	0,81	0,78	0,84	0,8*	0,78	0,84
Idade (contínua)	1,1*	1,08	1,09	1,08	1,08	1,08	1,08	1,1*	1,08	1,08
Raça/cor (branca)			1,1*	1,02	1,10	1,05	1,14	1,1*	1,06	1,15
Escolaridade (< 1 ano):										
1 a 3 anos de estudo			0,8*	0,71	0,78	0,78	0,86	0,8*	0,78	0,86
4 a 7 anos			0,6*	0,59	0,65	0,74	0,82	0,8*	0,73	0,81
8 a 10 anos			0,5*	0,49	0,59	0,72	0,86	0,8*	0,70	0,84
11 a 14 anos			0,4*	0,40	0,47	0,66	0,79	0,7*	0,65	0,78
15 anos ou mais			0,3*	0,29	0,37	0,57	0,74	0,6*	0,55	0,72
Autopercepção de saúde (Muito boa):										
Boa								2,2*	1,89	2,56
Regular								5,3*	4,56	6,16
Ruim								16,0*	13,72	18,72
Muito Ruim								32,8*	27,75	38,70
Número de doenças crônicas (Nenhuma):										
Uma doença								1,1*	1,03	1,17
Duas doenças								1,3*	1,19	1,35
Três doenças								1,5*	1,35	1,55
Quatro ou mais doenças								1,9*	1,76	2,03
Ano da PNAD (1998):										
2003									0,9**	0,90
2008									1,1*	1,08

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008.

Notas: * p-valor < 0,01; ** p-valor < 0,05

5.2 Padrão etário e diferenciais sociodemográficos nas taxas de transição de incapacidade funcional no México e em Porto Rico

Uma análise de determinantes do padrão etário de transição entre estados funcionais e morte no México e em Porto Rico foi conduzida com base em modelos de regressão logística multinomial. Tais modelos, conforme descrito no Capítulo 3, determinam o logaritmo da razão das probabilidades de transição com base em uma função linear de uma ou mais variáveis explicativas, possibilitando, assim, a estimação das probabilidades preditas de todas as transições envolvidas nos espaços de estados apresentados nas TAB. 5 e 6. Variáveis sociodemográficas e de saúde, observadas no ano base das pesquisas MHAS e PREHCO, foram consideradas como variáveis explicativas nos modelos. Transições entre estados funcionais e morte para cada estado de origem (ativo/incapacitado) foram consideradas como variáveis respostas.

A TAB. 9 apresenta o total efetivo da amostra considerada para análise, assim como a distribuição percentual de cada categoria das variáveis explicativas. A variável idade foi considerada como contínua. As variáveis escolaridade, autopercepção de saúde e número de doenças crônicas entraram nos modelos como variáveis ordinais. As categorias de escolaridade consideradas em cada base de dados foram determinadas de acordo com os níveis de escolaridade de cada país, com base na variável construída para anos de estudo em cada pesquisa. A classificação quanto à autopercepção, conforme apresentada na TAB. 9, é comumente utilizada em pesquisas sobre condições de saúde da população. Já a ordenação por número de doenças crônicas segue a sugestão apontada por Liu *et al* (1995). Devido ao tamanho reduzido da amostra efetiva para o número de doenças crônicas na base de dados PREHCO, tal variável foi desconsiderada nos modelos ajustados para Porto Rico.

Pelos dados apresentados na TAB. 9, percebe-se alguma semelhança nas distribuições proporcionais por sexo e grupos quinquenais de idade para pessoas com 60 anos ou mais entre os dois países. Já as variáveis socioeconômicas e de saúde apresentam distribuições proporcionais bem distintas.

TABELA 9 – Número e proporção de pessoas de 60 anos e mais de idade por características sociodemográficas e de saúde, México (2001) e Porto Rico (2002/2003)

Características	População total e distribuição percentual				
	México (MHAS)		Porto Rico (PREHCO)		
	N	%	N	%	
Sexo					
<i>Homens</i>	1.300	38,7	1.475	39,9	
<i>Mulheres</i>	2.058	61,3	2.222	60,1	
<i>Tamanho efetivo da amostra</i>	3.358	100,0	3.697	100,0	
Grupos de idade (em anos)					
<i>60-64</i>	795	23,7	934	25,3	
<i>65-69</i>	774	23,0	870	23,5	
<i>70-74</i>	670	20,0	705	19,1	
<i>75-79</i>	521	15,5	499	13,5	
<i>80-84</i>	305	9,1	415	11,2	
<i>85-89</i>	204	6,1	189	5,1	
<i>90 e mais</i>	89	2,7	85	2,3	
<i>Tamanho efetivo da amostra</i>	3.358	100,0	3.697	100,0	
Escolaridade					
<i>MHAS*:</i>	<i>PREHCO**:</i>				
<i>Sem escolaridade</i>	<i>Sem escolaridade</i>	1.235	36,8	165	4,5
<i>1 a 6 anos</i>	<i>1º a 6º grau</i>	1.712	51,0	1.364	36,9
<i>7 a 9 anos</i>	<i>7º a 9º grau</i>	250	7,4	661	17,9
<i>10 a 12 anos</i>	<i>10º a 11º grau</i>	52	1,5	224	6,1
<i>13 anos ou mais</i>	<i>12º grau</i>	109	3,2	578	15,7
	<i>13º grau ou mais</i>	-	-	700	19,0
<i>Tamanho efetivo da amostra</i>		3.358	100,0	3.692	100,0
Estado Civil					
<i>Solteiro</i>		1.769	52,7	2.199	59,5
<i>Casado</i>		1.589	47,3	1.498	40,5
<i>Tamanho efetivo da amostra</i>		3.358	100,0	3.697	100,0
Autopercepção de Saúde					
<i>Excelente</i>		19	0,7	189	5,1
<i>Muito bom</i>		50	1,7	217	5,9
<i>Bom</i>		466	15,9	795	21,6
<i>Regular</i>		1.444	49,3	1.969	53,4
<i>Ruim</i>		953	32,5	516	14,0
<i>Tamanho efetivo da amostra</i>		2.932	100,0	3.686	100,0
Número de Doenças Crônicas					
<i>Nenhuma</i>		744	23,0	27	13,4
<i>1</i>		1.091	33,7	55	27,2
<i>2</i>		827	25,5	49	24,3
<i>3</i>		425	13,1	34	16,8
<i>4 ou mais</i>		153	4,7	37	18,3
<i>Tamanho efetivo da amostra</i>		3.240	100,0	202	100,0

Fonte dos dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001/2003) e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-

* Definido de acordo com os níveis de escolaridade do México

** Níveis de escolaridade sugeridos pela pesquisa.

Embora a comparação entre níveis de escolaridade seja limitada em função dos diferentes níveis adotados entre os países, as proporções observadas nos extremos das categorias de anos de estudo mostram um cenário desfavorável para o México em relação a Porto Rico. A situação desfavorável para a população idosa Mexicana ainda é mantida quando se consideram os extremos nas categorias de autopercepção de saúde.

Nas TAB. 10 e 11 são apresentados os resultados da regressão logística multinomial para as probabilidades de transição entre estados funcionais e morte no México e em Porto Rico, respectivamente. Foram ajustados dois modelos em cada base de dados. No primeiro modelo o estado ativo foi considerado como origem, resultando nas seguintes transições: ativo/incapacitado, ativo/morto, ativo/não-resposta. No segundo modelo o estado de origem foi incapacitado, o que resultou nas transições: incapacitado/ativo, incapacitado/morto, incapacitado/não-resposta.

Tanto na MHAS quanto na PREHCO a não resposta foi considerada como um estado de destino na segunda onda, com o objetivo de se analisar o efeito de possíveis atrições na estimação do padrão de transições entre estados de saúde e morte. Se os indivíduos com ausência de resposta na segunda onda estão distribuídos aleatoriamente no espaço de transição, a desconsideração desses indivíduos na estimação do padrão etário de transição não afeta significativamente as probabilidades estimadas.

De acordo com os resultados nas TAB. 10 e 11, as estimativas dos coeficientes para as transições cujo estado de destino é a não-resposta não foram significativas para a maioria das variáveis nas duas populações, especialmente no Modelo 2 para cada população, onde o estado de origem é incapacitado funcionalmente. A falta de significância estatística nas estimativas para as transições quando o estado de destino é não-resposta, pode indicar que o número de dados ausentes sobre o estado funcional na segunda onda, nas duas populações, não afeta significativamente o padrão etário das probabilidades de transição. Entretanto, há que se destacar a não aleatoriedade nas transições do estado ativo para não-resposta no México quando se considera o efeito de escolaridade, estado civil e autopercepção de saúde (TAB. 10). No caso de Porto

Rico a não aleatoriedade destas transições é verificada quando se considera o efeito de idade (TAB. 11). Mesmo considerando somente idade como variável explicativa (resultado não mostrado nas TAB. 10 e 11), o coeficiente estimado para a transição de ativo para não-resposta continua altamente significativo em Porto Rico ($p < 0,01$). Tal resultado indica que as estimativas dos padrões etários de transição, quando o estado de origem é ativo, pode estar comprometida pela não aleatoriedade dessas transições na base de dados da PREHCO.

Outro resultado que pode comprometer as estimativas dos padrões etários para as transições quando o estado de origem é incapacitado refere-se à falta de significância no efeito de idade para as transições de incapacitado para ativo (recuperação) em Porto Rico (TAB. 11), e de incapacitado para morte no México (TAB. 10), resultados estes que são confirmados mesmo quando somente idade é mantida nos modelos.

As TAB. 10 e 11 apresentam, ainda, o risco relativo para as respectivas transições entre estados de saúde e morte. Tanto no México quanto em Porto Rico os homens de 60 anos e mais de idade possuem menores riscos de incapacidade que as mulheres, sendo estes riscos reduzidos em cerca de 20% no México e 50% em Porto Rico. Por outro lado, em ambas as populações os homens possuem maior risco de morte que as mulheres, sendo estes riscos aumentados em cerca de 80% no México e mais que o dobro em Porto Rico.

O padrão etário de aumentos no risco de incapacidade e morte com o aumento da idade também é evidente nas duas populações. Já o risco de recuperação diminui com o aumento da idade no México e parece não apresentar um padrão etário evidente em Porto Rico (risco relativo igual a 1). Nas duas populações os risco de incapacidade e morte são significativamente mais elevados para indivíduos que auto-declaram sua saúde como ruim. No geral, escolaridade e estado civil não apresentaram efeitos significativos no risco de incapacidade no México. Já em Porto Rico, a escolaridade exerce um efeito positivo na medida em que reduz o risco de incapacidade, porém, também reduz o risco de recuperação.

TABELA 10 – Estimativas do modelo logístico multinomial para os efeitos de características sociodemográficas e de saúde nas transições entre estados funcionais e morte, México (2001/2003)

Variáveis (referência/escala)	Modelo 1: origem no estado ativo											
	log(p ₁₂ /p ₁₁)		log(p ₁₃ /p ₁₁)		log(p ₁₄ /p ₁₁)							
	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	Coef.			
Intercepto	-	-	-7.43 **	-	-	-7.59 **	-	-	-	-0.84		
Homem	0.8	0.63	1.13	-0.17	1.8	1.32	2.50	0.60 **	1.3	0.79	2.05	0.24
Idade	1.1	1.04	1.08	0.06 **	1.1	1.04	1.08	0.06 **	1.0	0.95	1.01	-0.02
Escolaridade	0.9	0.74	1.04	-0.13	1.0	0.85	1.21	0.02	1.4	1.09	1.67	0.30 **
Casado	1.0	0.74	1.29	-0.02	0.7	0.51	0.98	-0.35 *	0.6	0.35	0.90	-0.58 *
Autopercepção de saúde	1.4	1.15	1.69	0.33 **	1.2	0.96	1.46	0.17	0.8	0.57	1.00	-0.28 *
Número de doenças crônicas	1.2	1.06	1.36	0.18 **	1.1	0.96	1.28	0.10	1.0	0.78	1.22	-0.02
Razão da Verossimilhança						154.14						
Número de observações						2422						
Variáveis (referência/escala)	Modelo 2: origem no estado incapacitado											
	log(p ₂₁ /p ₂₂)		log(p ₂₃ /p ₂₂)		log(p ₂₄ /p ₂₂)							
	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	Coef.			
Intercepto	-	-	6.67 **	-	-	0.63 *	-	-	-	-	-1.15	
Homem	0.8	0.49	1.38	-0.19	1.9	1.02	3.44	0.02 *	1.1	0.28	3.92	0.05
Idade	0.9	0.90	0.96	-0.07 **	1.0	0.99	1.05	-0.12	1.0	0.90	1.04	-0.03
Escolaridade	1.1	0.78	1.41	0.05	0.9	0.61	1.27	-0.12	1.7	0.97	2.95	0.53
Casado	1.3	0.76	2.07	0.23	0.9	0.48	1.64	0.36	1.8	0.48	7.01	0.60
Autopercepção de saúde	0.8	0.58	1.14	-0.20	1.4	0.92	2.25	0.04	0.9	0.40	2.05	-0.10
Número de doenças crônicas	0.9	0.77	1.14	-0.06	1.0	0.83	1.31	0.04	1.1	0.64	1.77	0.07
Razão da Verossimilhança						65.20						
Número de observações						429						

Fonte dos dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001/2003).

Notas: * 0,01 < p ≤ 0,05; ** p ≤ 0,01; p₁₁ = probabilidade de permanecer no estado ativo; p₁₂ = probabilidade de transitar de ativo para incapacitado; p₁₃ = probabilidade de transitar de ativo para morto; p₁₄ = transitar de ativo para não-resposta; p₂₂ = probabilidade de permanecer no estado incapacitado; p₂₁ = probabilidade de transitar de incapacitado para ativo; p₂₃ = probabilidade de transitar de incapacitado para morto; p₂₄ = probabilidade de transitar de incapacitado para não-resposta.

TABELA 11 – Estimativas do modelo logístico multinomial para os efeitos de características sociodemográficas e de saúde nas transições entre estados funcionais e morte, Porto Rico (2002/2003 – 2006/2007)

Variáveis (referência/escala)	Modelo 1: origem no estado ativo								
	log(p ₁₂ /p ₁₁)				log(p ₁₃ /p ₁₁)				
	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	
Intercepto	-	-	-7.50 **	-	-	-9.72 **	-	-	-4.40 **
Homem	0.5	0.37	0.81	2.1	1.62	2.74	1.2	0.93	1.58
Idade	1.0	1.03	1.07	1.1	1.09	1.12	1.0	1.02	1.05
Escolaridade	0.9	0.79	0.97	0.8	0.78	0.91	1.1	0.99	1.14
Casado	1.1	0.73	1.54	0.8	0.61	1.06	0.8	0.63	1.08
Autopercepção de saúde	1.7	1.39	2.13	1.3	1.16	1.52	0.9	0.84	1.07
Razão da Verossimilhança	391.21								
Número de observações	3200								
Variáveis (referência/escala)	Modelo 2: origem no estado incapacitado								
	log(p ₂₁ /p ₂₂)				log(p ₂₃ /p ₂₂)				
	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	Coef.	RR	I.C. (95%)	
Intercepto	-	-	-1.06	-	-	-9.16 **	-	-	-4.09 **
Homem	1.7	0.60	4.54	2.7	0.91	8.21	6.7	1.72	26.00
Idade	1.0	0.97	1.07	1.1	1.04	1.15	1.0	0.93	1.08
Escolaridade	0.8	0.65	1.03	0.9	0.74	1.22	1.0	0.69	1.34
Casado	1.1	0.46	2.63	0.9	0.32	2.44	0.4	0.11	1.65
Autopercepção de saúde	1.2	0.68	2.15	2.0	1.06	3.79	2.0	0.83	4.72
Razão da Verossimilhança	36.40								
Número de observações	193								

Fonte dos dados básicos: Puerto Rican Elderly; Health Conditions (2002/2003-2006/2007).

Notas: * 0,01 < p ≤ 0,05; ** p ≤ 0,01; p₁₁ = probabilidade de permanecer no estado ativo; p₁₂ = probabilidade de transitar de ativo para incapacitado; p₁₃ = probabilidade de transitar de ativo para morto; p₁₄ = transitar de ativo para não-resposta; p₂₂ = probabilidade probabilidade de permanecer no estado incapacitado; p₂₁ = probabilidade de transitar de incapacitado para ativo; p₂₃ = probabilidade de transição de incapacitado para morto; p₂₄ = probabilidade de transitar de incapacitado para não-resposta.

Foram estimados os efeitos marginais (ou discretos no caso de *dummies*) de cada variável explicativa nas probabilidades de transição e os resultados são apresentados na TAB. 12. Embora maior parte dos idosos, 80% no estado ativo e 33% no estado incapacitado funcionalmente no México, 76% e 21%, respectivamente, em Porto Rico, não tenham experimentado qualquer transição entre estados funcionais e morte, pode-se dizer que houve um número importante de transições de incapacidade funcional, recuperação e morte entre os idosos desses países nos períodos considerados nas respectivas pesquisas. No México as transições de incapacidade funcional, recuperação e morte de idosos ativos e incapacitados funcionalmente ocorrem em cerca de 10%, 46%, 7% e 18% dos idosos, respectivamente. Em Porto Rico o percentual equivalente em cada transição foi de 5%, 43%, 9% e 27%, respectivamente.

Variáveis sociodemográficas e de saúde como idade, sexo, escolaridade, autopercepção de saúde e número de doenças crônicas tiveram efeitos estatisticamente significativos nas transições para incapacidade funcional ou morte. Diferentemente de Porto Rico, no México, dado que o idoso estava no estado ativo na primeira onda da pesquisa, diferenciais por sexo e escolaridade nos efeitos marginais para as probabilidades de transição não foram tão importantes. Cabe ressaltar que o intervalo de tempo entre a primeira e a segunda onda da pesquisa PREHCO é quase o dobro do intervalo de tempo transcorrido entre as duas ondas da MHAS. Deste modo, qualquer comparação dos resultados entre os dois países deve ser feita com cautela.

TABELA 12 – Efeitos marginais (ou discretos) das variáveis explicativas nas probabilidades de transição entre estados funcionais e morte, México (2001/2003) e Porto Rico (2002/2003 – 2006/2007)

Variáveis (referência/escala)	Modelo 1: origem no estado ativo				Modelo 2: origem no estado incapacitado			
	p ₁₁	p ₁₂	p ₁₃	p ₁₄	p ₂₁	p ₂₂	p ₂₃	p ₂₄
<i>México</i>								
Sexo (homem) ^a	-0,0294	-0,02014	0,0432 **	0,0063	-0,1041	-0,0135	0,1174 *	0,0002
Idade (contínua)	-0,0074 **	0,00475 **	0,0037 **	-0,0010 *	-0,0195 **	0,0101 **	0,0094 **	0,0000
Escolaridade (ordenada)	0,0022	-0,01282	0,0014	0,0092 **	0,0164	-0,0046	-0,0253	0,0136
Estado Civil (casado) ^a	0,0361 *	0,0022	-0,0217 *	-0,0166 *	0,0586	-0,0322	-0,0402	0,0137
Autopercepção de saúde (ordenada)	-0,0289 **	0,02868 **	0,0098	-0,0096 *	-0,0799 *	0,0094	0,0724 *	-0,0019
Número de doenças crônicas (ordenada)	-0,0196 **	0,01539 **	0,0057	-0,0015	-0,0197	0,0062	0,0112	0,0023
Média amostral ^b	0,8001	0,0979	0,0716	0,0304	0,4628	0,3263	0,1844	0,0265
<i>Porto Rico</i>								
Sexo (homem)	-0,0487 **	-0,0292 **	0,0645 **	0,0134	-0,0856	-0,1288 *	0,0823	0,13208 *
Idade (contínua)	-0,0109 **	0,0016 **	0,0073 **	0,0020 **	-0,0057	-0,0069	0,0152 **	-0,00258
Escolaridade (ordenada)	0,0110 *	-0,0054 *	-0,0135 **	0,0078 *	-0,0404	0,0218	0,0132	0,00539
Estado Civil (casado)	0,0275	0,0043	-0,0154	-0,0163	0,0668	0,0124	-0,0173	-0,06199
Autopercepção de saúde (ordenada)	-0,0339 **	0,0228 **	0,0212 **	-0,0101	-0,0598	-0,0697	0,0997 *	0,02988
Média amostral ^b	0,7631	0,0458	0,0877	0,1034	0,4310	0,2116	0,2734	0,08397

Fonte dos dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001/2003) e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007).

Notas: * 0,01 < p ≤ 0,05; ** p ≤ 0,01; ^a os valores referem-se aos efeitos discretos das variáveis explicativas; ^b probabilidades estimadas com os valores das variáveis explicativas fixados em suas médias amostrais; p₁₁ = probabilidade de permanecer no estado ativo; p₁₂ = probabilidade de transitar de ativo para incapacitado; p₁₃ = probabilidade de transitar de ativo para morto; p₁₄ = probabilidade de transitar de ativo para não-resposta; p₂₂ = probabilidade de permanecer no estado incapacitado; p₂₁ = probabilidade de transitar de incapacitado para ativo; p₂₃ = probabilidade de transição de incapacitado para morto; p₂₄ = probabilidade de transitar de incapacitado para não-resposta.

Ainda de acordo com os resultados da TAB. 12, um homem idoso comparado com uma mulher idosa no México, no período entre 2001 e 2003, teve um risco de morte em cerca de 4% maior e um risco de se tornar incapacitado em cerca de 2% menor. Percentuais equivalentes em Porto Rico, no período entre 2002/2003 e 2006/2000, foram de cerca de 7% e 3%. Um aumento de um ano na idade de um idoso mexicano aumenta em 0,5% e 0,4% seus riscos de incapacidade funcional e morte, respectivamente, e reduz em cerca de 2% seu risco (ou chance) de recuperação. Por sua vez, num período maior de tempo, um aumento de um ano na idade de um idoso porto riquenho aumenta em 0,2% e 0,7% seus riscos de incapacidade funcional e morte, respectivamente, e reduz em cerca de 0,6% seu risco de recuperação. No geral, pode-se concluir que idade e autopercepção de saúde são importantes preditores de incapacidade tanto no México quanto em Porto Rico.

5.3 Os padrões México e Porto Rico

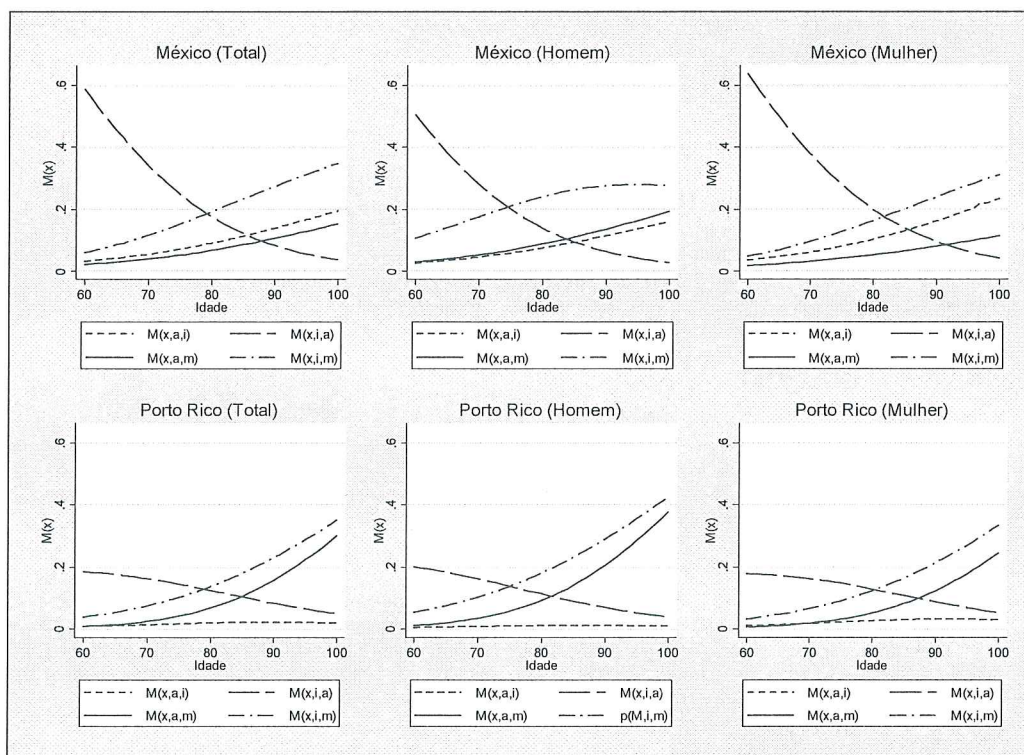
Considerando-se apenas a idade e sexo como variáveis explicativas, as probabilidades previstas pelos modelos logísticos multinomiais possibilitam a estimação de padrões etários de transição de incapacidade funcional para a população total e por sexo. A FIG. 3, em anexo, apresenta as probabilidades de transição estimadas por este modelo para a população total e por sexo no México e Porto Rico.

As probabilidades de transição estimadas para o México são probabilidades de transição para um período de 2 anos (período de tempo entre as ondas da pesquisa). No caso de Porto Rico, as probabilidades estimadas referem-se a um período de 4 anos. Ao se utilizar modelos de tempo discreto, como aproximação de modelos de tempo contínuo, para estimativas de probabilidades de ocorrência de um evento, assume-se que essas probabilidades são constantes no período analisado. Neste caso, quanto maior o período de análise mais grave é o pressuposto assumido em termos de estimativas não enviesadas.

Para aplicação do método proposto no Capítulo 3 e estimação do padrão etário de transição de incapacidade funcional implícito para o Brasil são necessárias

taxas anuais de transição de incapacidade funcional por idade. Neste caso, uma solução é a utilização da Equação 8, apresentada no Capítulo 3, para realizar a conversão de probabilidades de 2 ou mais anos em taxas anuais. O resultado desta conversão são as taxas anuais de transição de incapacidade funcional apresentadas na FIG. 4.

Figura 4 – Taxas anuais de transição entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte, estimadas pelo modelo logístico multinomial por idade, sexo e população total, México (2001-2003) e Porto Rico (2002/2003-2006/2007)



Fonte: Mexican Health and Aging Study (2001-2003) e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007).

Nota: x: idade em anos simples; a: ativo; i: incapacitado e m: morte

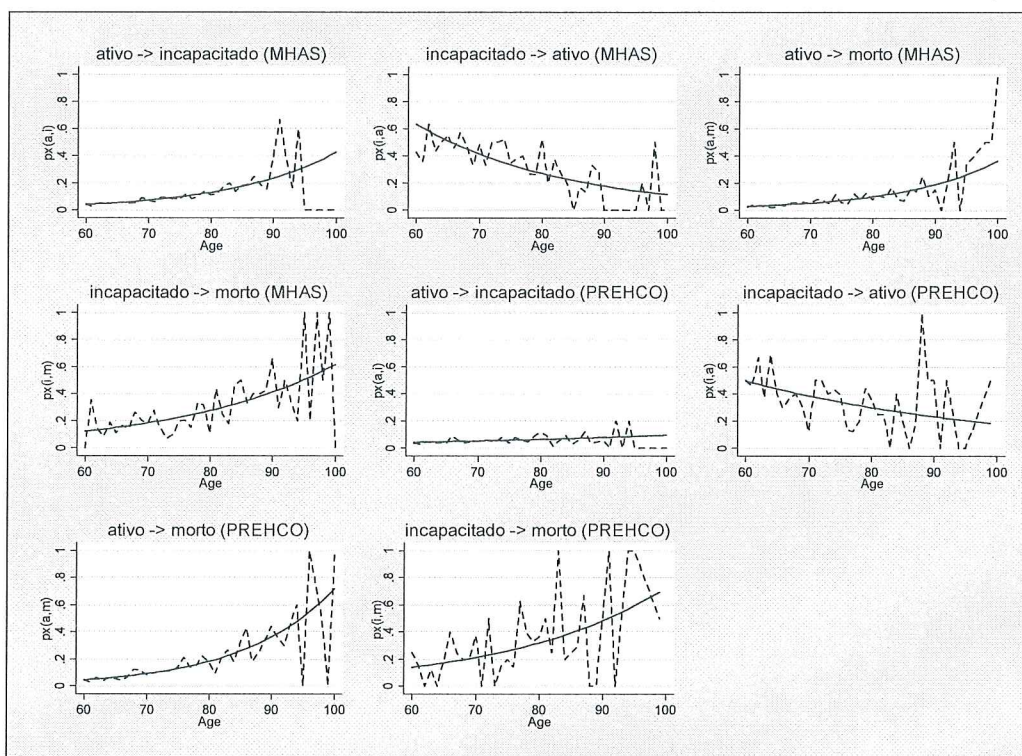
No geral, tanto para o México quanto para Porto Rico o padrão etário das transições é coerente com o que tem sido apresentado pela literatura (Lièvre, Brouard & Healthcote, 2003; Guilot & Yu, 2009). As taxas de recuperação declinam com idade, ao passo que as taxas de morte de indivíduos ativos e incapacitados funcionalmente, assim como as taxas de incapacidade funcional, aumentam com a idade (ver FIG. 4). O nível das taxas de morte de indivíduos

incapacitados funcionalmente é o mais elevado nas duas populações, tanto para população total quanto por sexo. Já o padrão etário de mortalidade de indivíduos ativos e incapacitados funcionalmente diverge consideravelmente entre as duas populações. Dentro de uma mesma população verifica-se algum diferencial de nível por sexo entre as taxas de mortalidade de indivíduos ativos e incapacitados funcionalmente, mas pode-se inferir que o padrão etário por sexo não difere significativamente daquele verificado para população total.

Uma segunda proposta de estimação do padrão etário de transição de incapacidade funcional no México e em Porto Rico foi operacionalizada considerando-se os passos 1 e 2 apresentados no Capítulo 3 adotando a estimativa da probabilidade de transição observada de acordo com a Equação 7. A FIG. 5 apresenta as probabilidades anuais de transição entre estados funcionais e morte, estimadas e suavizadas pelo modelo Poisson, para as populações totais do México e de Porto Rico. As linhas pontilhadas e contínuas representam, respectivamente, as probabilidades de transição observadas e ajustadas pelo modelo Poisson.

No geral, verificou-se que o cálculo das probabilidades observadas e posterior suavização pelo modelo Poisson possibilitou um ajuste razoável para o padrão etário das transições. Assim como no ajuste das probabilidades pelo modelo logístico multinomial (ver FIG. 3, em anexo), esses padrões etários das probabilidades de transição entre estados funcionais e morte da FIG. 5 são consistentes com aquele apresentado por Guillot & Yu (2009). Isto é, tanto as probabilidades de transição do estado ativo para incapacitado quanto as probabilidades de morte de pessoas com ou sem incapacidade funcional aumentam com a idade. Já as probabilidades de recuperação são cada vez menores com o aumento da idade.

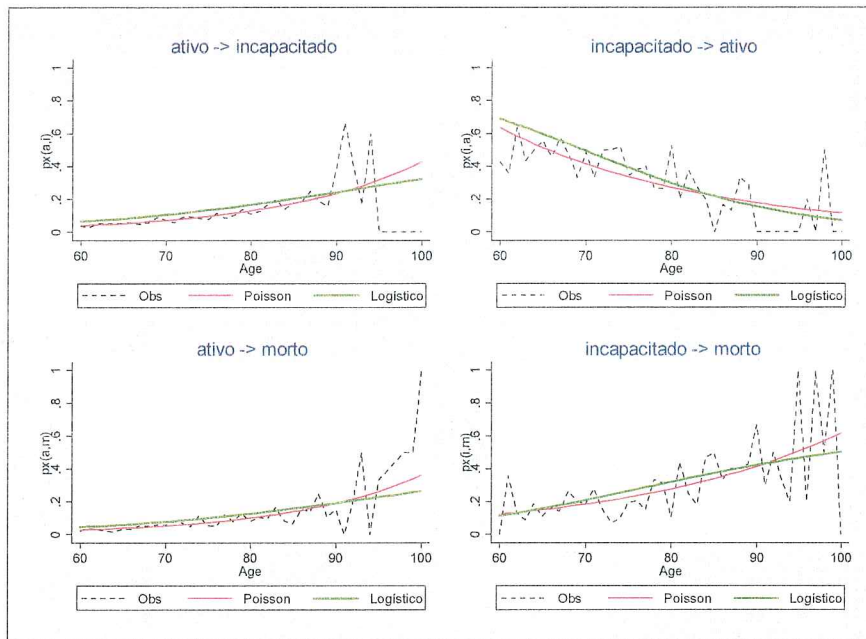
Figura 5 – Probabilidades de transição entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte, estimadas pelo modelo Poisson por idade e população total, México (2001-2003) e Porto Rico (2002/2003-2006/2007)



Fonte: Mexican Health and Aging Study (2001-2003) e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007).

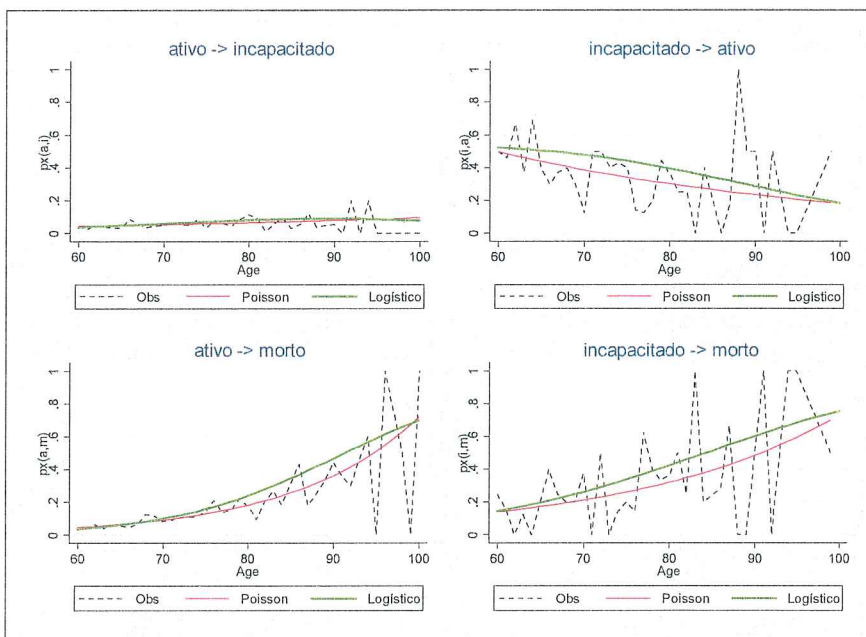
Nas FIG. 6 e 7 são apresentadas comparações dos padrões de transição entre estados funcionais e morte ajustados pelos modelos Logístico e Poisson. Comparando-se os dois ajustes com as probabilidades calculadas nos dados observados, por idade, percebe-se que não existem diferenças significativas nos ajustes produzidos pelos dois modelos, especialmente com a utilização da base de dados mexicana. Deste modo, ambos os ajustes, após conversão de probabilidades para taxas anuais, foram utilizados como padrão etário de transição de incapacidade funcional na aplicação da metodologia proposta no Capítulo 4.

Figura 6 – Probabilidades de transição entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte, estimadas pelos modelos Poisson e Logístico, por idade e população total, México (2001-2003)



Fonte: Mexican Health and Aging Study (2001-2003).

Figura 7 – Probabilidades de transição entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte, estimadas pelos modelos Poisson e Logístico, por idade e população total, Porto Rico (2002/2003-2006/2007)



Fonte: Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007).

5.5 Estrutura da base de dados para aplicação do método proposto

Uma vez obtida a estrutura etária das taxas de transição padrão e as prevalências de incapacidade funcional por idade, sexo, raça/cor e anos de estudo, por ano da PNAD, a meta é a construção de uma base de dados onde cada registro (linha) conterá estimativas de proporções de indivíduos ativos e incapacitados funcionalmente por idade, para cada combinação das covariáveis na PNAD (ano da PNAD/sexo/anos de estudo/raça/cor). A base de dados deve conter uma estimativa de proporções (de ativo ou incapacitado funcional) para cada sub-grupo da população. Já as taxas de transição obtidas pela MHAS serão constantes em cada intervalo etário, independentemente da combinação das prevalências com as covariáveis da PNAD.

Para exemplificar a construção dessa base de dados, considere as informações do QUAD. 2, que apresenta um recorte da base de dados obtida. De acordo com o QUAD. 2, a Coluna 1 contém um indicador para o número de observações na base de dados. Na Coluna 2 estão as idades para o intervalo etário considerado (60 a 95 anos). Esse intervalo etário se repete para cada combinação de covariáveis na PNAD (colunas 7 a 12). Nas colunas 3 a 6 devem constar as taxas anuais de transição obtidas pela MHAS. Assim como o intervalo etário, essas taxas se repetem para cada combinação de covariáveis na PNAD. Nas colunas 7 a 12 estão as dummies para cada co-variável da PNAD (ano da PNAD, sexo, raça/cor e anos de estudo). Neste caso, as categorias de referência para sexo, raça/cor e anos de estudo são, respectivamente, homem, branca e menos de 8 anos de estudo. Nas colunas 13 e 14 devem constar as proporções de pessoas ativas na idade $x+1$ e na idade x , respectivamente. Finalmente, a Coluna 15 deve conter as proporções de pessoas com incapacidade funcional na idade x .

As proporções por idade nas colunas 13 a 15 devem ser estimadas de acordo com a combinação das covariáveis nas colunas 7 a 12. Assim, por exemplo, as proporções na primeira linha ($id=1$) até a linha 37 ($id=37$) representam as proporções para homens, de raça/cor branca, com mais de 8 anos de estudo, com idade entre 60 e 95 anos e pertencentes à PNAD de 1998.

QUADRO 2 – Recorte da construção da base de dados para aplicação do modelo proposto

(1)	(2)	MHAS					PNAD								
		(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	
id	idade	Mx(ai)	Mx(a,m)	Mx(i,a)	Mx(i,m)	1998	2003	2008	homem	branca	8anos+	A(x+1)	A(x)	1-A(x)	
1	60					1	0	0	1	1	1				
2	61					1	0	0	1	1	1				
"	"					"	"	"	"	"	"				
36	95					"	"	"	"	"	"				
37	60					1	0	0	1	1	0				
38	61					1	0	0	1	1	0				
"	"					"	"	"	"	"	"				
72	95					"	"	"	"	"	"				
73	60					1	0	0	1	0	0				
74	61					1	0	0	1	0	0				
"	"					"	"	"	"	"	"				
107	95					"	"	"	"	"	"				
"	"					"	"	"	"	"	"				
288	"					1	0	0	0	1	1				
289	60					0	1	0	1	1	1				
290	61					0	1	0	1	1	1				
"	"					"	"	"	"	"	"				
324	95					"	"	"	"	"	"				
325	60					0	1	0	1	1	0				
326	61					0	1	0	1	1	0				
"	"					"	"	"	"	"	"				
360	95					"	"	"	"	"	"				
361	60					0	1	0	1	0	0				
362	61					0	1	0	1	0	0				
"	"					"	"	"	"	"	"				
396	95					"	"	"	"	"	"				
"	"					"	"	"	"	"	"				
576	"					0	1	0	0	1	1				
577	60					0	0	1	1	1	1				
578	61					0	0	1	1	1	1				
"	"					"	"	"	"	"	"				
612	95					"	"	"	"	"	"				
613	60					0	0	1	1	1	0				
614	61					0	0	1	1	1	0				
"	"					"	"	"	"	"	"				
648	95					"	"	"	"	"	"				
649	60					0	0	1	1	0	0				
650	61					0	0	1	1	0	0				
"	"					"	"	"	"	"	"				
864	95					0	0	1	0	1	1				

Notas: Mx(a,i), Mx(a,m), Mx(i,a) e Mx(i,m): são as taxas padrão de transição.

A(x+1): proporção de indivíduos ativos na idade x+1 nas PNAD's.

A(x): proporção de indivíduos ativos na idade x nas PNAD's.

1-A(x): proporção de indivíduos com incapacidade funcional na idade x+1 nas PNAD's.

Na linha 37, por exemplo, estão as proporções para homens brancos, com menos de 8 anos de estudo e assim sucessivamente, até que todas as combinações sejam contempladas para o ano de 1998. O mesmo segue para os anos de 2003 e 2008 até que todas as combinações de proporções por sexo, raça/cor e

escolaridade, em todas as idades e anos da PNAD, sejam contempladas. As estimativas nas colunas 13 a 15 devem estar de acordo com as combinações das *dummies* nas colunas 7 a 12 em cada idade.

O número de observações na base de dados depende do número de combinações possíveis entre as *dummies* das covariáveis nas PNAD. Assim, de acordo com o recorte apresentado no QUAD. 2, o número de observações é determinado por trinta e seis idades vezes três categorias de anos da PNAD, duas categorias de sexo, duas categorias de raça/cor e duas categorias de anos de estudo, totalizando 864 observações. Com essa construção da base de dados é possível considerar, no modelo dado pela Equação 9 do Capítulo 4, o feito de uma co-variável de interesse para estimação do padrão etário implícito das taxas de transição na PNAD.

6 RESULTADOS DA APLICAÇÃO DO MÉTODO PARA ESTIMAÇÃO DAS TAXAS IMPLÍCITAS DE TRANSIÇÃO PARA O BRASIL

Neste capítulo serão apresentados os resultados da aplicação do método proposto no Capítulo 4 aos dados das Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares do Brasil para os anos de 1998, 2003 e 2008. O capítulo inicia-se com uma síntese do método proposto descrevendo-se o mecanismo de estimação dos parâmetros. Em seguida são apresentados os desafios encontrados no processo de estimação e as reformulações necessárias. Uma vez produzidas estimativas das taxas implícitas de transição de incapacidade para o total da população, o próximo passo consiste em obter tais estimativas por ano da PNAD almejando-se a análise de tendências na expectativa de vida ativa. Comparações dos resultados encontrados pelo novo método para estimativas das expectativas de vida total, ativa e com incapacidade, com os resultados já publicados na literatura são feitas em seguida. Finalmente, destacam-se alguns problemas encontrados na estimação dos parâmetros por covariáveis de interesse como sexo e escolaridade.

6.1 Síntese do método proposto para o caso do Brasil

O modelo originalmente proposto no Capítulo 4 para estimação das taxas de transição implícitas nas Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares foi:

$$\pi(x+1) = \pi(x)e^{\{-[\lambda M_x(a,m) + \gamma M_x(a,i)]\}} + [1 - \pi(x)]e^{\{-[\varphi M_x(i,a) + \theta M_x(i,m)]\}} \varphi M_x(i,a) \quad (11)$$

Nesta equação, as quantidades extraídas das PNAD são:

$\pi(x+1)$: proporção de pessoas ativas observadas nas PNAD na idade $x+1$

$\pi(x)$: proporção de pessoas ativas observadas nas PNAD na idade x

$1 - \pi(x)$: proporção de pessoas com incapacidade funcional, nas PNAD, observadas na idade x

$M_x(a, m)$: taxas anuais de transição do estado ativo para a morte;

$M_x(a, i)$: taxas anuais de transição do estado ativo para o estado incapacitado;

$M_x(i, a)$: taxas anuais de transição do estado incapacitado para o estado ativo;

$M_x(i, m)$: taxas anuais de transição do estado incapacitado para a morte.

λ , (lambda), γ (gama), ϕ (psi) e θ (teta): parâmetros que transformam as taxas padrão de transição em taxas de transição implícitas nas PNAD.

Duas suposições são adotadas na relação expressa pela Equação 11: a) somente uma transição pode ocorrer no período de tempo entre x e $x+1$; b) assume-se que as transições ocorrem no fim do intervalo x , $x+1-\Delta$ (com Δ tão pequeno quanto possível). Se as suposições adotadas são satisfeitas (ou realistas), o modelo proposto na Equação 11 traduz a proporção observada de pessoas ativas na idade $x+1$ como uma função de duas componentes:

- 1) a primeira quantidade no lado direito da Equação 11 expõe a proporção de pessoas ativas na idade x ($\pi(x)$) aos riscos de mortalidade de pessoas ativas e de se tornarem incapacitadas $e^{\{-[\lambda M_x(a, m) + \gamma M_x(a, i)]\}}$. A parcela de $\pi(x)$ que sobrevive a estes dois riscos irá compor a proporção de pessoas ativas na idade $x+1$ ($\pi(x+1)$);
- 2) a segunda quantidade no lado direito da Equação 11 expõe a proporção de pessoas com incapacidade funcional na idade x ($1-\pi(x)$) aos riscos de recuperação e de mortalidade de pessoas com incapacidade funcional $e^{\{-[\phi M_x(i, a) + \theta M_x(i, m)]\}}$. A parcela de $1-\pi(x)$ que sobrevive a estes dois riscos experimenta a transição $M_x(i, a)$ e também irá compor a proporção de pessoas ativas na idade $x+1$.

Assim, o mecanismo subjacente à relação na Equação 11 consiste em ajustar um modelo de regressão não linear tomando as taxas de transição $M_x(a, m)$, $M_x(a, i)$, $M_x(i, a)$ e $M_x(i, m)$ como taxas de transição padrão, estimadas com base em uma pesquisa longitudinal específica e de base populacional. A estratégia consiste em assumir que as estruturas etárias das taxas de transição implícitas nas PNAD são semelhantes àquelas do padrão. Assim, se o modelo

traduzido pela Equação 11 se ajustar bem aos dados, espera-se que os coeficientes estimados para os parâmetros λ (lambda), γ (gamma), φ (psi) e θ (teta), multiplicados pelas respectivas taxas de transição $M_x(a, m)$, $M_x(a, i)$, $M_x(i, a)$ e $M_x(i, m)$, transformem essas taxas padrão de transição em taxas de transição implícitas nas PNAD.

Uma possível dificuldade computacional na estimação dos parâmetros λ , γ , φ e θ pode ser imposta pela quantidade de observações no modelo, caso seja disponível somente uma pesquisa transversal. Por exemplo, se o intervalo etário no qual objetiva-se estimar as taxas implícitas de transição compreende as idades simples dos 60 aos 95 anos, tem-se um modelo com 36 observações e 4 parâmetros a serem estimados. O procedimento computacional pode ser tornar mais complexo caso seja de interesse estimativas por sub-grupos da população em um mesmo modelo. Por exemplo, caso seja de interesse estimativas por sexo nas taxas implícitas de transição, o número de parâmetros deve ser multiplicado por 2 (um intercepto e uma inclinação). No caso da aplicação do método nesta tese, é de interesse a estimação dos parâmetros na equação considerando-se o efeito do ano da PNAD, com o objetivo de identificar mudanças nos níveis das taxas implícitas de transição por idade entre os 3 anos da pesquisa. Como existem 3 PNAD que incluíram o suplemento de saúde, serão necessários 3 x 4 parâmetros para serem estimados na Equação 11 (ver Equação 10 no Capítulo 4).

Procedimentos computacionais mais complexos, como as técnicas de otimização para a solução de sistemas de equações (Guillot & Yu, 2009), podem ser utilizados na estimação dos parâmetros da Equação 11. Entretanto, com o objetivo de simplificar o processo de estimação, nesta tese optou-se por utilizar o procedimento de ajuste de regressão não-linear do STATA[®]. O comando "nl" do STATA[®] usa um método iterativo de Gauss-Newton modificado para estimar os parâmetros de uma função não linear usando mínimos quadrados. Com a versão interativa do comando, é possível escrever a função diretamente na linha de comando. O Método de Gauss-Newton, também conhecido como método da linearização, trata-se de um caso particular do método dos mínimos quadrados (Myers, 1990). Tal Método usa uma expansão em série de Taylor para aproximar

o modelo de regressão não linear com termos lineares. Em seguida, aplica mínimos quadrados ordinários para estimar os parâmetros. Iterações desses passos conduzem a uma solução para estimação dos parâmetros na regressão não linear (Myers, 1990).

As taxas de transição de incapacidade por idade, estimadas com os dados das pesquisas MHAS e PREHCO no capítulo anterior, foram utilizadas como taxas padrão de transição representando as quantidades $M_x(a,m)$, $M_x(a,i)$, $M_x(i,a)$ e $M_x(i,m)$ na Equação 11.

6.2 Estimativa das taxas de transição implícitas nas PNAD

Para efeitos de estimação é necessário impor uma restrição aos parâmetros da Equação 11 de forma que os coeficientes estimados não sejam negativos. Caso contrário, um valor negativo para λ , γ , ϕ ou θ inverte a concavidade da função dada pelas taxas de transição implícitas. Por exemplo, sabe-se que a transição do estado ativo para incapacitado é crescente com o aumento da idade. Se o valor estimado para o coeficiente γ for negativo, ao ser multiplicado por $M_x(a,i)$ com o objetivo de se obter as taxas de transição de incapacidade implícitas na PNAD a função resultante tem sua concavidade invertida tornando-se decrescente com a idade. Uma forma de impor uma restrição para que os parâmetros estimados sejam positivos é acrescentar a exponencial do parâmetro na Equação 11, resultando na seguinte equação:

$$\pi(x+1) = \pi(x)e^{\left\{ \left[e^{\lambda M_x(a,m) + e^{\gamma} M_x(a,i)} \right] \right\}} + [1 - \pi(x)]e^{\left\{ \left[e^{\phi M_x(i,a) + e^{\theta} M_x(i,m)} \right] \right\}} \phi M_x(i,a) \quad (12)$$

A restrição imposta aos parâmetros λ , γ , ϕ ou θ na Equação 12 implica, por exemplo, que o coeficiente estimado para θ seja dado por $e^{\hat{\theta}}$ ao ser multiplicado por $M_x(i,m)$, recuperando, deste modo, as taxas de mortalidade de pessoas com incapacidade implícitas na PNAD. Assim, é razoável supor que as estimativas para os parâmetros da Equação 11 estejam no intervalo [-1; 1]. Por exemplo, uma estimativa de 1,5 para o parâmetro θ implica que o fator de

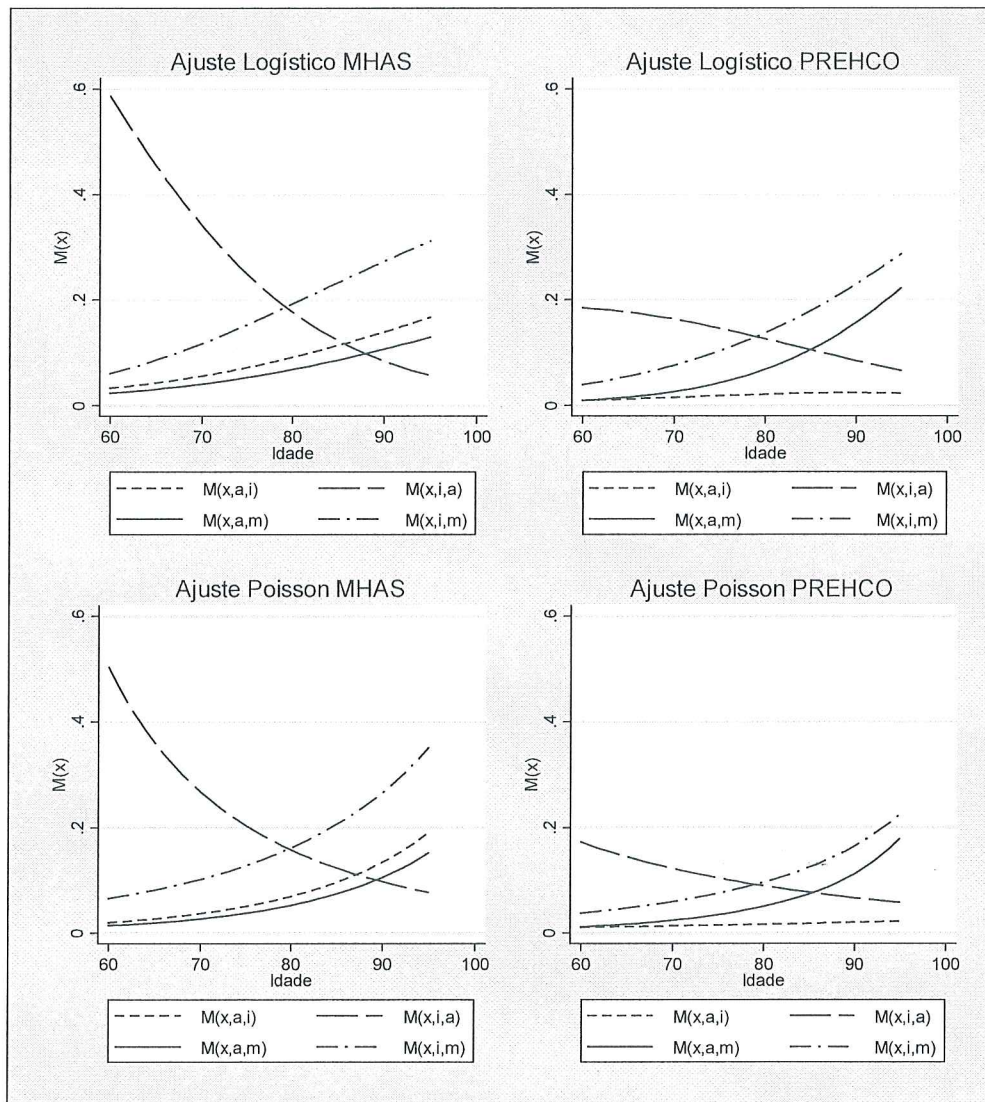
inflação que determina as taxas implícitas de mortalidade de pessoas com incapacidade na PNAD seja igual a $\exp\{1,5\} = 4,5$. Ou seja, que as taxas de mortalidade de pessoas com incapacidade implícitas para o Brasil seja cerca de 4,5 vezes as taxas do México, assumindo que o padrão etário para essas taxas de transição no Brasil é semelhante ao do México. Deste modo, com a restrição imposta aos parâmetros na Equação 12, valores negativos são aceitáveis, mas valores muito distantes do intervalo $(-1; 1)$ tornam o fator de inflação ($\exp\{\text{coeficiente}\}$) inaceitável, haja vista que se supõe que o nível das taxas de transição no Brasil não é muito diferente do padrão mexicano, por exemplo.

Uma primeira tentativa de estimação dos parâmetros da Equação 12 foi realizada utilizando-se os padrões etários das taxas de transições ajustadas pelos modelos Logístico Multinomial e Poisson aos dados das pesquisas MHAS e PREHCO, apresentados na FIG. 8. Entretanto, algum problema de identificação parece impedir que os parâmetros λ e γ , relacionados às transições $M_x(a, m)$, $M_x(a, i)$, sejam apropriadamente estimados, o que significa que parece não existir uma combinação única de parâmetros que possibilitem o ajuste do modelo. No caso do padrão MHAS, provavelmente o modelo não consegue distinguir os efeitos dos padrões etários das duas transições pelo fato de serem funções muito similares, conforme se observa na FIG. 8. Já no caso do padrão PREHCO, uma possível fonte do problema de identificação pode ser a falta de variabilidade nas taxas padrão de transição de incapacidade por idade. Observa-se, na FIG. 8, que tanto no ajuste Logístico quanto no Poisson, a função $M_x(a, i)$ se apresenta aproximadamente constante e muito próxima de zero.

Algumas tentativas foram realizadas com o objetivo de resolver o problema de identificação aplicando novas restrições ao modelo da Equação 12. A primeira foi assumir que a mortalidade de pessoas ativas no Brasil seja igual à do México, o que significa assumir, na Equação 12, que $\lambda = 1$, tendo, assim, um parâmetro a menos para ser estimado. Entretanto, o modelo não estima o parâmetro gama (γ). Outra tentativa foi assumir que a razão entre a mortalidade de pessoas ativas e incapacitadas no Brasil fosse igual à do México. Neste caso, $M_x(a, m)/M_x(a, i) = k$ ou $\lambda M_x(a, m) = k\theta M_x(i, m)$, tendo-se, assim, um parâmetro em função de outro e, conseqüentemente, um parâmetro a menos na

Equação 12. Entretanto, omitindo-se λ o modelo não estima θ , sendo a recíproca verdadeira.

FIGURA 8 – Taxas anuais de transição entre os estados funcionais e morte, ajustadas pelos modelos Logístico e Poisson, por idade e população total, México (2001-2003) e Porto Rico (2002/2003-2006/2007)



Fonte: Mexican Health and Aging Study (2001-2003) e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007).

Tento em vista o problema de identificação para estimativas de alguns parâmetros do modelo, a Equação 12 foi reformulada com o objetivo de reduzir o número de parâmetros a serem estimados. A nova proposta consiste em ajustar uma

equação para a proporção de pessoas com incapacidade na idade $x+1$ ($1 - \pi(x+1)$) e, em seguida, com os parâmetros estimados nesta equação, ajustar uma segunda equação para a proporção de pessoas ativas na idade $x+1$ ($\pi(x+1)$).

Assumindo que todas as pessoas que transitam de ativo para incapacitado o fazem no início do intervalo etário, uma vez que o modelo considera que somente uma transição ocorra por intervalo, os indivíduos que transitam do estado ativo para o estado incapacitado teriam que sobreviver todo o intervalo etário como incapacitados. Assim, dado que não ocorre transição de incapacitado para ativo entre aqueles que fizeram a transição de ativo para incapacitado no início do intervalo, tem-se um parâmetro a menos para ser estimado, a saber, o parâmetro λ (parâmetro relacionado à transição de ativo para morte). A equação para a proporção de pessoas com incapacidade na idade $x+1$ torna-se:

$$1 - [\pi(x+1)] = [1 - \pi(x)] e^{\left\{ - \left[e^{\theta} M_x(i,m) + e^{\varphi} M_x(i,a) \right] \right\}} + \pi(x) e^{\gamma} M_x(a,i) e^{\left\{ - e^{\theta} M_x(i,m) \right\}} \quad (13)$$

Para estimar o parâmetro λ , ausente na Equação 13, uma segunda equação, que determina a proporção de pessoas ativas na idade $x+1$ ($\pi(x+1)$), pode ser definida como segue:

$$\pi(x+1) = \pi(x) e^{\left\{ - \left[e^{\lambda} M_x(a,m) + e^{\gamma} M_x(a,i) \right] \right\}} + [1 - \pi(x)] e^{\varphi} M_x(i,a) e^{\left\{ - e^{\lambda} M_x(a,m) \right\}} \quad (14)$$

A primeira componente do lado direito da Equação 14 é exatamente igual àquela da Equação 12. A mudança ocorre na segunda componente do lado direito, onde a proporção de pessoas com incapacidade funcional na idade x ($1 - \pi(x)$) não está exposta ao risco de mortalidade de pessoas com incapacidade, $M_x(i,m)$. Se todos que transitam do estado de incapacitado para ativo o fazem no início do intervalo, o único risco ao qual estarão expostas refere-se à mortalidade de pessoas no estado ativo, $M_x(a,m)$.

Para que os parâmetros das equações 13 e 14 sejam consistentes, uma vez que as proporções de pessoas ativas ou incapacitadas na idade $x+1$ são expressas em função das proporções de pessoas ativas ou incapacitadas na idade x , é necessário fixar, na estimação da Equação 14, os parâmetros já estimados pela Equação 13.

Apesar da reformulação proposta pelas equações 13 e 14, o problema de identificação na estimação de alguns parâmetros pelo método de regressão não-linear do STATA não foi solucionado. No caso do padrão MHAS, parece que o fato de existirem três curvas que aumentam com a idade introduz certa dificuldade na estimação dos parâmetros relacionados a essas curvas. A proposta trazida pelas equações 13 e 14 foi tentar eliminar uma destas curvas e possibilitar o ajuste. Entretanto, na Equação 14 as duas curvas que aumentam com a idade e que permaneceram na equação foram justamente as curvas mais similares (ver FIG. 8).

A solução encontrada foi estimar os parâmetros θ (teta) e γ (gama) na Equação 13 fixando o valor de φ (phi), o que permitiria investigar quão sensíveis são as estimativas de teta e gama para as mudanças no valor de φ . Provavelmente, a transição de incapacitado para ativo seja muito rara entre pessoas idosas e com pouca variação entre países. Tal fato justificaria a opção por fixar valores para φ e testar a sensibilidade para as estimativas dos demais parâmetros na Equação 13. No QUAD. 3 são apresentadas as estimativas para os parâmetros θ e γ considerando-se um intervalo de valores fixados para o parâmetro φ . Estimativas de γ e o mesmo intervalo de valores fixado para φ são, então, fixados na Equação 14 para possibilitar a estimação de λ . O procedimento foi realizado considerando-se os dois padrões ajustados da FIG. 8 nas bases de dados MHAS e PREHCO. Quando se utilizou a base de dados PREHCO e o ajuste do padrão etário de transição pelo modelo logístico multivariado, a técnica de regressão não-linear do STATA não estimou os coeficientes para o parâmetro λ , independentemente do valor fixado para φ . Ao se utilizar o padrão Poisson ajustado na base de dados PREHCO o parâmetro λ foi estimado, mas as estimativas para o fator de inflação de γ se mostraram pouco razoáveis (valores acima de 6). Nas estimativas dos parâmetros do QUAD. 3 o ajuste dos modelos foi sempre muito bom, com valores

de R^2 muito próximos de 1. Entretanto, o coeficiente de determinação pode não ser uma estatística descritiva importante para os modelos não lineares, haja vista que as propriedades válidas para os modelos lineares, não o são para os modelos não lineares.

QUADRO 3 – Coeficientes estimados pelo modelo de regressão não linear de acordo com as equações 12 e 13 e valores fixados para ϕ , Brasil, 1998, 2003 e 2008

$i \rightarrow a$	$i \rightarrow m$		$a \rightarrow i$		$a \rightarrow m$	
$\exp(\phi)$	θ	$\exp(\theta)$	γ	$\exp(\gamma)$	λ	$\exp(\lambda)$
<i>Ajuste Logística Multinomial - Padrão MHAS</i>						
0,50	0,41*	1,51	0,80*	2,23	-1,63*	0,20
1,00	0,33*	1,39	0,85*	2,34	-0,86*	0,42
1,50	0,24*	1,27	0,89*	2,44	-0,39*	0,68
2,00	0,16	1,17	0,91*	2,48	-0,04	0,96
<i>Ajuste Poisson - Padrão MHAS</i>						
0,50	0,52*	1,69	1,11*	3,02	-2,89	0,06
1,00	0,45*	1,56	1,13*	3,10	-1,06	0,35
1,50	0,36*	1,44	1,15*	3,17	-0,47	0,63
2,00	0,28*	1,32	1,17*	3,23	-0,09	0,92
<i>Ajuste Poisson - Padrão PREHCO</i>						
0,50	0,58*	1,73	1,90*	6,68	-0,07	0,93
1,00	0,44*	1,56	1,94*	6,96	0,06	1,06
1,50	0,33*	1,39	1,98*	7,24	0,18	1,20
2,00	0,20	1,22	2,01*	7,49	0,29	1,34

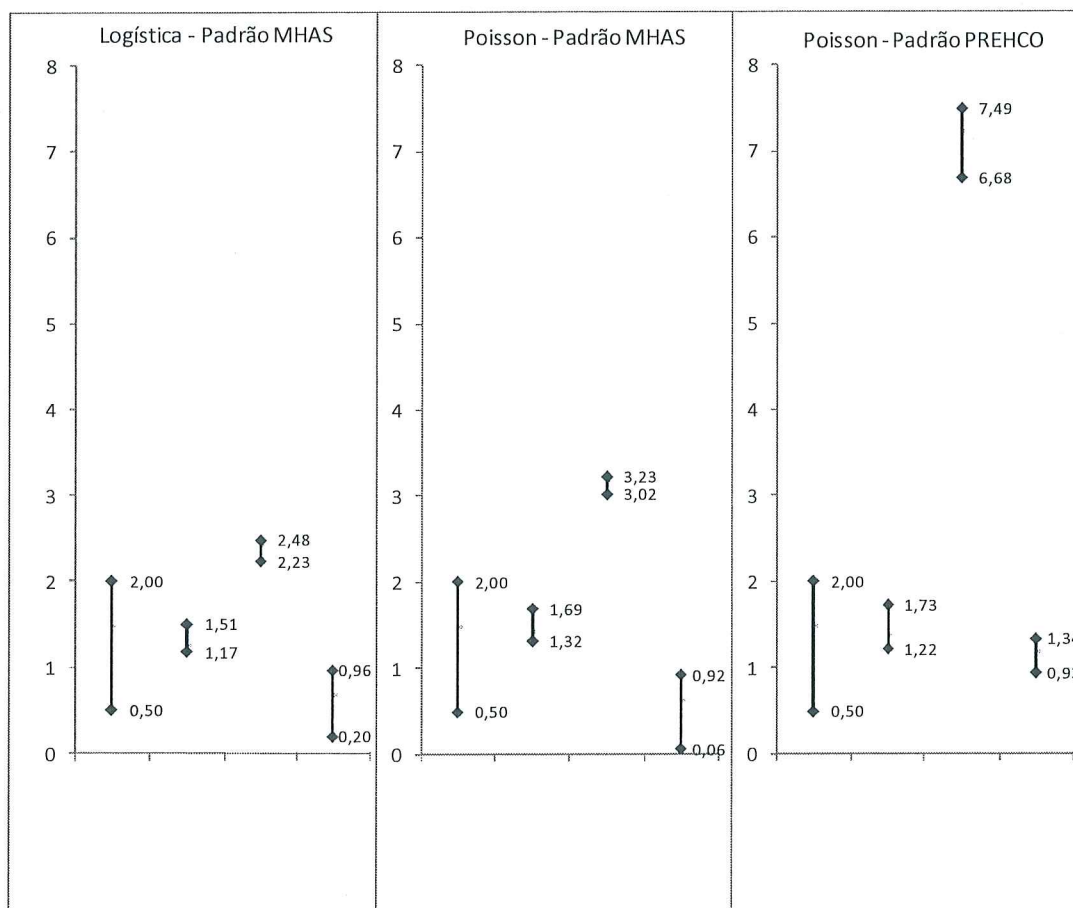
Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008; Mexican Health and Aging Study (MHAS, 2011).

Nota: * estimativas significativas ao nível de 5% de significância. As letras a, i e m representam os estados de transição ativo, incapacitado e morte, respectivamente.

A FIG. 9 mostra a sensibilidade nas estimativas dos parâmetros θ , γ e λ em função dos valores fixados para ϕ nos os três modelos ajustados no QUAD 3. Pode-se verificar que gama, parâmetro que traduz o efeito da transição de ativo para incapacitado, sendo talvez o parâmetro mais importante para este estudo, não é muito sensível às mudanças em ϕ quando se utiliza o padrão MHAS, independentemente se o ajuste foi feito pela Logística ou Poisson. O mesmo

ocorre para as estimativas do parâmetro θ . Embora os valores de λ apresentem alguma sensibilidade para mudanças em φ , para efeito de inferência verifica-se que mudanças em φ de 0,5 para 2,0 geram mudanças em λ de 0,20 para 0,96, no caso do ajuste logístico, e de 0,06 para 0,92, no caso do ajuste Poisson. Ou seja, é possível apresentar soluções para as equações 13 e 14, com base em algum intervalo estabelecido para φ . Já no caso da utilização do padrão PREHCO, embora as estimativas dos parâmetros θ e λ não variem muito em relação aos valores fixados para φ , as estimativas para γ (gama) são muito discrepantes se comparadas com aquelas obtidas quando se utiliza o padrão MHAS.

FIGURA 9 – Variabilidade nas estimativas dos parâmetros θ , γ e λ em função dos valores fixados para o parâmetro φ , Brasil, 1998, 2003 e 2008



Fonte de dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001-2003), Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007) e PNAD (1998, 2003, 2008).

Há evidências de alguma similaridade no processo de transição epidemiológica entre Brasil e México (Brevis et al; 1997; Chaimowicz, 1997). O processo de transição nesses dois países seria caracterizado por alguma sobreposição nos estágios de transição. Não obstante, o período a ser considerado para as análises no Brasil (1998 e 2003) compreende o período de observação na MHAS (2001 a 2003). Ademais, as proporções de pessoas com incapacidade funcional no Brasil, nos três anos de pesquisa da PNAD, de acordo com a TAB. 3 do Capítulo 5, são muito similares àsquelas do México em 2001 e 2003, conforme resultados apresentados na TAB. 13. No Brasil as proporções de pessoas com incapacidade variaram de 11,0% em 1998 para 9,4% em 2003, alcançando, em 2008, um percentual próximo ao de 1998. Já no México essas proporções variaram de 10,6% em 2001, para 10,7% em 2003. Ou seja, considerando-se o total populacional, praticamente não houve alteração nas proporções de pessoas com incapacidade funcional entre Brasil e México nos períodos compreendidos pelas respectivas pesquisas.

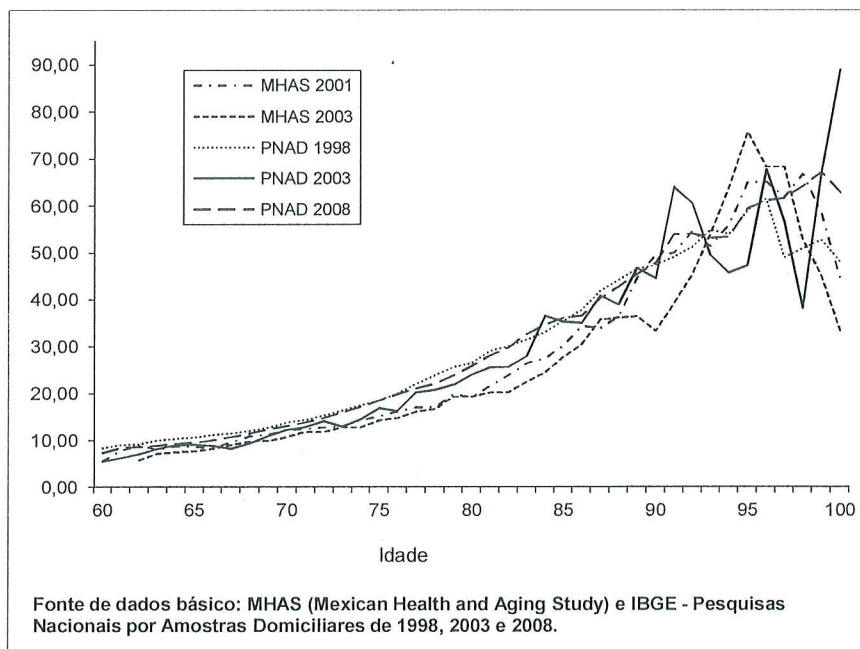
Embora exista uma similaridade no nível das proporções de pessoas com incapacidade funcional entre Brasil e México, pode-se questionar sobre a similaridade no padrão etário dessas proporções. O GRÁF. 1 apresenta o padrão etário das proporções de pessoas com incapacidade funcional segundo informações das PNAD 1998, 2003 e 2008 e da MHAS 2001 e 2003. A maior variabilidade nos dados da MHAS se deve, provavelmente, ao tamanho menor da amostra. De acordo com o GRÁF. 1, parece haver uma similaridade também no padrão etário das proporções. Esses resultados sugerem que as taxas de transição por idade, a serem obtidas com base nas informações da MHAS, podem se apresentar como um padrão adequado a ser utilizado no método proposto para análise do caso brasileiro.

TABELA 13 – Proporção de pessoas de 60 anos e mais de idade na amostra da MHAS, classificados como ativos ou incapacitados, México, 2001 e 2003

Estado de saúde	2001	2003
Ativo	86,4	85,9
Incapacitado	13,6	14,1
Total	4.524	3.971

Fonte dos dados básicos: MHAS – Mexican Health and Aging Study.

GRÁFICO 1 – Proporção de pessoas com incapacidade funcional por idade, Brasil (1998, 2003 e 2008) e México (2001 e 2003)



A seguir são apresentadas estimativas para as taxas implícitas de transição entre estados funcionais e morte para o Brasil, considerando a ajuste logístico com o padrão MHAS. Além das similaridades nos padrões de mortalidade e morbidade entre Brasil e México, mais dois motivos fundamentaram esta escolha. Primeiro, em comparação com o padrão PREHCO, o padrão MHAS produz estimativas menos sensíveis de θ e γ em função do intervalo de valores fixados para φ (ver FIG. 9). Segundo, em comparação com o ajuste pela Poisson, os coeficientes estimados pelo ajuste logístico permaneceram quase todos no intervalo $[-1; 1]$ (ver QUAD. 3), fazendo com que o fator de inflação dado por $\exp[\text{coeficiente}]$ não fosse excessivamente elevado. Por outro lado, dado o ajuste razoável produzido pelo modelo Poisson, conforme FIG. 6 e 7 do capítulo anterior, e a similaridade com o ajuste logístico nas estimativas intervalares, de acordo com a FIG. 9, é provável que a utilização de taxas de transição padrão fornecidas pelos dois ajustes produzam resultados muito similares para as taxas de transição implícitas para o Brasil.

As exponenciais das estimativas dos parâmetros λ , γ , φ e θ para o padrão MHAS pelo ajuste logístico, conforme apresentadas no QUAD. 3, foram multiplicadas pelas respectivas taxas padrão de transição para gerar as taxas de transição implícitas nas PNAD. Os resultados para cada valor fixado de φ são apresentados na FIG. 10.

Os valores da $\exp(\gamma)$, fator de inflação para a transição do estado ativo para incapacitado, ficaram relativamente elevados (ver QUAD. 3). Por exemplo, para um valor fixo de $\varphi=0,5$, o fator de inflação para transição do estado ativo para incapacitado é de 2,23. Isso significa que, para esse valor de φ , a função implícita de transição de ativo para incapacitado no Brasil é 2,23 vezes relativamente a do México (FIG. 10). Por outro lado, o valor da $\exp(\lambda)$ para este mesmo valor de φ foi de 0,20, o que implica assumir, para o Brasil, um nível de mortalidade de pessoas ativas muito mais baixo que o do México. A questão parece estar em decidir qual o intervalo plausível para os valores de φ , único parâmetro fixado pelos modelos.

Para verificar se as estimativas do diferencial de mortalidade implícitas na PNAD são consistentes com as estimativas de mortalidade do registro de óbitos para população total, basta determinar uma taxa de mortalidade total implícita nas PNAD, ponderada pelas proporções de pessoas ativas e com incapacidade. Assim, com base nas estimativas para o diferencial de mortalidade entre pessoas ativas e com incapacidade implícitas na PNAD, conforme verificado nas funções $M_x(a, m)$ e $M_x(i, m)$ da FIG. 10, pode-se dizer que a mortalidade total implícita na PNAD seria dada por:

$$M^{PNAD}(x) = \pi(x)M_x^{PNAD}(a, m) + 1 - \pi(x)M_x^{PNAD}(i, m) \quad (15)$$

onde,

$M^{PNAD}(x)$: taxa de mortalidade total na idade x implícita na PNAD;

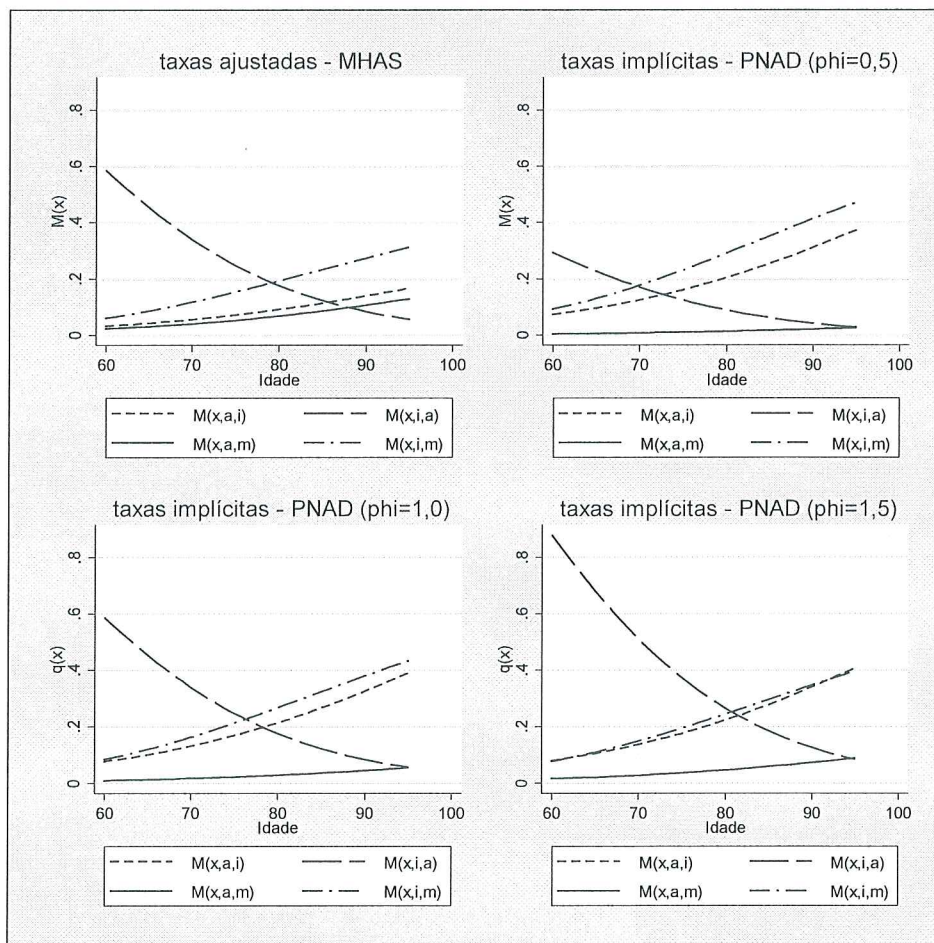
$\pi(x)$: proporção de pessoas ativas na idade x observada na PNAD;

$1 - \pi(x)$: proporção de pessoas incapacitadas na idade x observada na PNAD;

$M_x^{PNAD}(a, m)$: taxa de mortalidade de pessoas ativas na idade x para o Brasil, implícita nos dados da PNAD, de acordo com estimativas para o parâmetro λ na Equação 14;

$M_x^{Br}(i, m)$: taxa de mortalidade de pessoas com incapacidade na idade x para o Brasil, implícita nos dados da PNAD, de acordo com estimativas para o parâmetro teta na Equação 13;

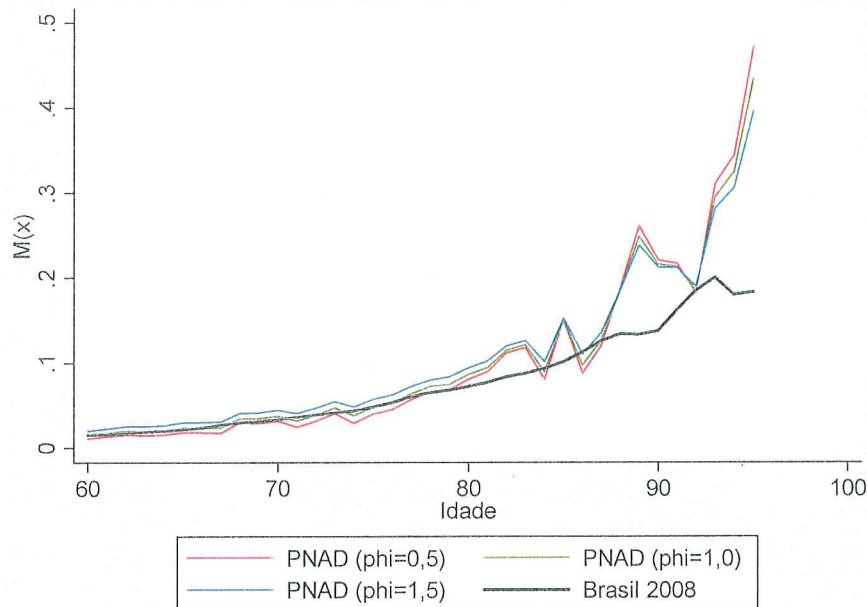
FIGURA 10 – Taxas anuais de transição de incapacidade funcional ajustadas pelo padrão México (2001/2003) e implícitas nas PNAD de acordo com valores fixados para ϕ , Brasil – 1998, 2003 e 2008



Fonte de dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001-2003), PNAD (1998, 2003, 2008)

O GRÁF. 2 apresenta os padrões etários das taxas de mortalidade total implícitas nas PNAD, dado pela relação na Equação 15, de acordo com diferentes valores de ϕ e a função de mortalidade para o Brasil, estimada com base nos dados de registro civil e população para o ano de 2008 (sem correção por sub-registro).

GRÁFICO 2 – Taxas implícitas de mortalidade total nas PNAD para diferentes valores de φ e taxa de mortalidade total para o Brasil no ano de 2008



Fonte de dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001-2003), PNAD (1998, 2003, 2008)

Observa-se que na primeira metade do intervalo etário os padrões de mortalidade total implícitos nas PNAD, para os diversos valores de φ , são similares ao padrão de mortalidade do Brasil, com base nos dados de população e registro de mortes em 2008. O nível da mortalidade total implícita na PNAD parece ser mais elevado a partir dos 80 anos de idade. Possíveis fontes de erros para as divergências encontradas a partir dos 80 anos de idade podem ser destacadas. Uma primeira fonte de erros se deve à subenumeração de óbitos e erros de declaração de idade nas fontes de dados de população e óbitos no Brasil, especialmente nas idades avançadas (Gomes & Turra, 2009). Outra possível fonte de erros pode ocorrer devido ao baixo tamanho da amostra de pessoas com ou sem incapacidade funcional nas PNAD nas idades mais avançadas, produzindo, assim, grandes variabilidades nestas proporções. Como a estimação dos parâmetros nas equações 13 e 14 são afetadas pelas proporções de pessoas com ou sem incapacidade funcional nas PNAD, as curvas de mortalidade total implícitas na PNAD para os diferentes valores de φ podem carregar o efeito dessa variabilidade.

A comparação das funções no GRÁF. 2 indica que a mortalidade total implícita nas PNAD parece estar coerente com a estrutura de mortalidade para o Brasil. Entretanto, embora a composição do diferencial de mortalidade implícito nas PNAD, dado pela Equação 15, seja coerente com a mortalidade total para o Brasil, pode-se questionar quanto ao padrão etário das funções isoladas de mortalidade entre pessoas ativas e com incapacidade, conforme valores de $M_x(a, m)$ e $M_x(i, m)$ na FIG. 10. Ao se fazer a composição dessas funções na Equação 15, as funções de mortalidade total implícitas nas PNAD tornam-se similares, independentemente do valor de ϕ (ver GRÁF. 2). Entretanto, ao se analisar as funções de mortalidade de pessoas ativas e incapacitadas funcionalmente implícitas na PNAD, o valor de ϕ pode afetar significativamente o diferencial de mortalidade entre pessoas ativas e com incapacidade (ver FIG. 10).

Concluindo, se os modelos propostos pelas equações 13 e 14 estimam corretamente as taxas de transição implícitas na PNAD, a questão principal para utilização desses modelos parece depender de uma definição do intervalo adequado para se fixar os valores do parâmetro ϕ .

Estimativas das expectativas de vida total (EVT), ativa (EVA) e com incapacidade funcional (EVI) para população total do Brasil, com base nas taxas anuais de transição de incapacidade implícitas na PNAD, de acordo com os padrões apresentados na FIG. 10 para cada valor fixado de ϕ , são apresentadas na TAB. 14. O método multiestado, descrito no Capítulo 4, foi utilizado para estimativas da EVT e suas componentes (EVA e EVI). A raiz da tábua de vida (função l_0) foi distribuída de acordo com as proporções observadas de indivíduos ativos e com incapacidade funcional nas PNAD.

Para efeitos de comparação com o padrão utilizado, tábuas de vida multiestado foram construídas, ainda, com base nas estimativas das taxas padrão de transição (padrão México). Pelos resultados apresentados na TAB. 14 percebe-se que a expectativa de vida total (EVT) na idade x não apresenta grandes variações para os três valores de ϕ . Já as variações nas expectativas de vida ativa (EVA) ou com incapacidade (EVI) podem depender da combinação nos níveis das taxas de transição de incapacidade, recuperação e de mortalidade de indivíduos ativos e

incapacitados funcionalmente, para determinado valor de φ , conforme padrões apresentados na FIG. 10.

Não é surpreendente a pequena variação na EVT, haja vista que a curva de mortalidade total com base na combinação das taxas de mortalidade de indivíduos ativos e incapacitados implícitas nas PNAD, não são muito diferentes para os diversos valores de φ (ver GRÁF. 2).

TABELA 14 – Estimativas da expectativa de vida total, expectativa de vida ativa e expectativa de vida com incapacidade, ambos os sexos, Brasil (1998, 2003 e 2008) e México (2001/2003)

Idade	Expectativa de vida total (EVT), ativa (EVA) e com incapacidade (EVI)				
	EVT	EVA	EVI	% EVA	% EVI
<i>México</i>					
60	16,8	14,2	2,6	85%	15%
70	11,5	8,9	2,6	78%	22%
80	7,6	5,1	2,5	67%	33%
90	4,8	2,5	2,3	53%	47%
<i>Brasil ($\varphi = 0,5$)</i>					
60	16,5	12,0	4,5	73%	27%
70	10,0	6,2	3,7	63%	37%
80	5,9	3,0	2,9	51%	49%
90	3,0	1,2	1,8	39%	61%
<i>Brasil ($\varphi = 1,0$)</i>					
60	16,9	13,0	3,9	77%	23%
70	10,6	7,1	3,4	67%	33%
80	6,2	3,4	2,8	55%	45%
90	3,1	1,3	1,8	42%	58%
<i>Brasil ($\varphi = 1,5$)</i>					
60	16,4	13,0	3,4	79%	21%
70	10,5	7,4	3,1	70%	30%
80	6,3	3,6	2,7	57%	43%
90	3,2	1,3	1,8	42%	58%

Fonte de dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001-2003), PNAD (1998, 2003, 2008).

No período de 1998 a 2008 a expectativa de vida total para o Brasil, com base nos registros de população e óbitos, variou de 19,9 para 21,9. Provavelmente a EVT menos elevada para o Brasil, com base no novo método, se deve, em parte, ao mais alto nível de mortalidade acima dos 80 anos nas taxas de mortalidade total implícitas nas PNAD (ver GRÁF. 2). Outra parcela da diferença pode ser

devida a uma provável sub-estimação do parâmetro λ , que traduz o efeito da mortalidade de pessoas ativas, conforme estimativas apresentadas no QUAD. 3.

6.3 Estimativas por ano da PNAD

As estimativas para o Brasil, apresentadas na TAB. 14, foram obtidas considerando-se a estimação dos parâmetros nas equações 13 e 14, com base nas proporções de indivíduos ativos e incapacitados, sem considerar o efeito de ano da PNAD. Como o suplemento de saúde da PNAD vai a campo com periodicidade de 5 anos, seria interessante considerar diferenciais nas estimativas dos parâmetros das equações 13 e 14, considerando-se o efeito do ano de realização da pesquisa possibilitando, assim, análise de tendências do indicador. Isso pode ser feito adicionando-se variáveis *dummies* para os anos da PNAD, conforme Equação 10 apresentada no Capítulo 4. A Equação 10 reformulada em conformidade com as equações 13 e 14 é descrita como segue:

$$1 - [\pi(x+1)] = [1 - \pi(x)] e^{\left\{ \left[e^{(\theta_0 + \theta_1 2003 + \theta_2 2008) M_x(i,m)} + e^{(\varphi_0 + \varphi_1 2003 + \varphi_2 2008) M_x(i,a)} \right] \right\}} \\ + \pi(x) e^{(\gamma_0 + \gamma_1 2003 + \gamma_2 2008) M_x(a,i)} e^{\left\{ -e^{(\theta_0 + \theta_1 2003 + \theta_2 2008) M_x(i,m)} \right\}} \quad (16)$$

$$e \\ \pi(x+1) = \pi(x) e^{\left\{ -e^{(\lambda_0 + \lambda_1 2003 + \lambda_2 2008) M_x(a,m)} - e^{(\gamma_0 + \gamma_1 2003 + \gamma_2 2008) M_x(a,i)} \right\}} \\ + [1 - (x)] e^{(\varphi_0 + \varphi_1 2003 + \varphi_2 2008) M_x(i,a)} e^{\left\{ -e^{(\lambda_0 + \lambda_1 2003 + \lambda_2 2008) M_x(a,m)} \right\}} \quad (17)$$

As equações 16 e 17 adotam os mesmos pressupostos das equações 13 e 14, respectivamente. A reformulação acontece com a inclusão de um intercepto para cada parâmetro, que representa o efeito do ano de 1998, e duas inclinações, representando os efeitos dos anos de 2003 e 2008. O mesmo intervalo de valores fixados para φ nas equações 13 e 14 são agora fixados nas equações 16 e 17. Como são três estimativas para cada parâmetro, uma para cada ano da PNAD, o mesmo valor de φ é fixado para os três anos na equação. Em seguida, esses mesmos valores são fixados para φ na Equação 17. Finalmente, os valores

estimados para θ e γ em cada ano na Equação 16 são fixados em suas respectivas posições na Equação 17. As estimativas dos coeficientes para cada ano da PNAD e valores fixados para φ são apresentadas no QUAD. 4. A exemplo dos resultados apresentados no QUAD. 3, no ajuste logístico do padrão MHAS as estimativas de γ e θ dentro de cada ano da PNAD são menos sensíveis que as estimativas de λ para mudanças nos valores de φ .

QUADRO 4 – Coeficientes estimados pelo modelo de regressão não linear de acordo com as equações 7 e 8 e valores fixados para φ , Brasil, 1998, 2003 e 2008

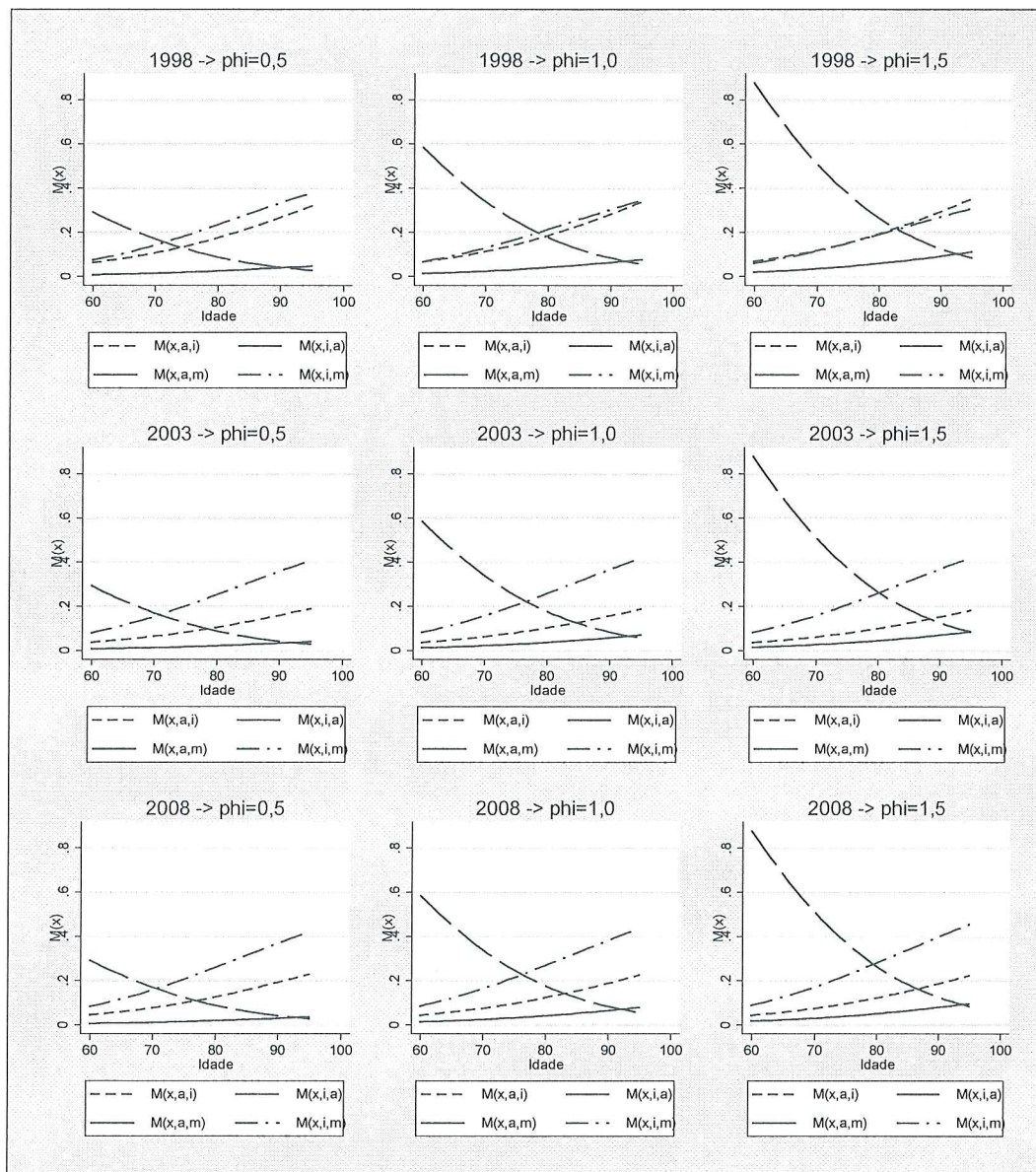
Transições:	i->m		a->i		a->m	
$\varphi = 0.5$						
Ano da PNAD	θ	$\exp(\theta)$	γ	$\exp(\gamma)$	λ	$\exp(\lambda)$
1998	0,20	1,22	0,65*	1,92	-0,99	0,37
2003	0,27	1,31	0,13	1,14	-1,17	0,31
2008	0,30	1,35	0,32	1,38	-1,29	0,28
$\varphi = 1.0$						
1998	0,10	1,11	0,71*	2,03	-0,51	0,60
2003	0,29	1,34	0,11	1,12	-0,62	0,54
2008	0,34	1,40	0,30**	1,35	-0,50	0,61
$\varphi = 1.5$						
1998	-0,01	0,99	0,75*	2,12	-0,14	0,87
2003	0,30	1,35	0,09	1,09	-0,43	0,65
2008	0,38	1,46	0,29**	1,34	-0,29	0,75

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008; Mexican Health and Aging Study (MHAS, 2011).

Nota: * e ** estimativas significativas aos níveis de 5% e 10% de significância, respectivamente. As letras a, i e m representam os estados de transição ativo, incapacitado e morte, respectivamente.

As taxas anuais de transição entre estados funcionais e morte, implícitas para o Brasil, por ano da PNAD e valores fixos de φ , são apresentadas na FIG. 11.

FIGURA 11 – Taxas de transição de incapacidade funcional implícitas por ano da PNAD e valores fixos de ϕ , Brasil (1998, 2003 e 2008)



Fonte de dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001-2003), PNAD (1998, 2003, 2008)

Como os valores de ϕ são fixos em todos os anos, o nível e estrutura das taxas de recuperação são similares em todos os anos da PNAD. O nível das taxas de transição do estado ativo para incapacitado e de mortalidade de indivíduos com incapacidade não variou significativamente entre 2003 e 2008, independentemente do valor fixado para ϕ . Conforme verificado no QUAD. 3, os

coeficientes que traduzem o efeito das taxas padrão de transição de incapacidade e mortalidade de indivíduos com incapacidade funcional são menos sensíveis a mudanças nos valores de φ . Tal fato é refletido nas estimativas por ano da PNAD. Em 1998 essas duas funções apresentam nível e inclinação muito similares. O nível mais elevado nas transições de ativo para incapacitado em 1998, em relação a 2003 e 2008, parece corroborar os resultados do modelo de prevalência apresentados na TAB. 8 do capítulo anterior. Ou seja, uma menor chance de prevalência de incapacidade em 2003 em relação a 1998 pode estar associada com uma maior incidência de incapacidade em 1998. Entretanto, necessita-se alguma cautela nessa interpretação, haja vista que o mecanismo que converte as taxas padrão de transição em taxas implícitas para o Brasil pressupõe que as estruturas etárias das transições no Brasil são semelhantes àquelas do padrão utilizado. Neste caso, o efeito de ano PNAD introduz uma correção apenas no nível e inclinação dessas funções. Este efeito é comandado pelas mudanças nas proporções de pessoas com ou sem incapacidade em cada ano da PNAD.

6.3.1 Evidências relacionadas às teorias sobre mudanças no padrão de morbidade

Estimativas das expectativas de vida total (EVT), ativa (EVA) e com incapacidade funcional (EVI) aos 60 anos de idade para população total do Brasil, com base nas taxas anuais de transição de incapacidade implícitas em cada ano da PNAD, de acordo com os padrões apresentados na FIG. 11 para cada valor fixado de φ , são apresentadas na TAB. 15.

Verifica-se, na TAB. 15, que as estimativas para a EVT em todos os anos da PNAD são mais elevadas que a EVT no modelo que não considera o efeito do ano da PNAD (ver TAB. 14). Uma análise das curvas nas FIG. 10 e 11 ajuda a explicar esses níveis mais elevados da EVT quando se considera um ajuste por ano da PNAD nos modelos traduzidos pelas equações 16 e 17. O nível nas taxas de transição do estado ativo para incapacitado é significativamente mais baixo nos anos de 2003 e 2008 em relação ao ano de 1998 (ver FIG. 11). Já o nível nas taxas de mortalidade de indivíduos com ou sem incapacidade parece não sofrer alteração significativa entre os três anos da PNAD. Ademais, o nível e inclinação

dessas funções são similares nos modelos com ou sem o efeito de ano da PNAD. A consequência é uma maior proporção de anos vividos no estado ativo quando se considera o efeito de ano da PNAD nas estimativas.

TABELA 15 – Estimativas da expectativa de vida total, expectativa de vida ativa e expectativa de vida com incapacidade aos 60 anos de idade, por ano da PNAD, ambos os sexos, Brasil (1998, 2003 e 2008)

Idade	Expectativa de vida total (EVT), ativa (EVA) e com incapacidade (EVI)				
	EVT	EVA	EVI	% EVA	% EVI
<i>Brasil ($\varphi = 0,5$)</i>					
1998	17,1	12,5	4,6	73%	27%
2003	19,6	15,9	3,6	81%	19%
2008	18,7	14,8	4,0	79%	21%
<i>Brasil ($\varphi = 1,0$)</i>					
1998	17,2	13,3	3,9	77%	23%
2003	18,8	16,1	2,7	86%	14%
2008	17,5	14,7	2,8	84%	16%
<i>Brasil ($\varphi = 1,5$)</i>					
1998	16,5	13,1	3,4	80%	20%
2003	18,6	16,4	2,2	88%	12%
2008	17,1	14,8	2,3	87%	13%

Fonte de dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001-2003), PNAD (1998, 2003, 2008).

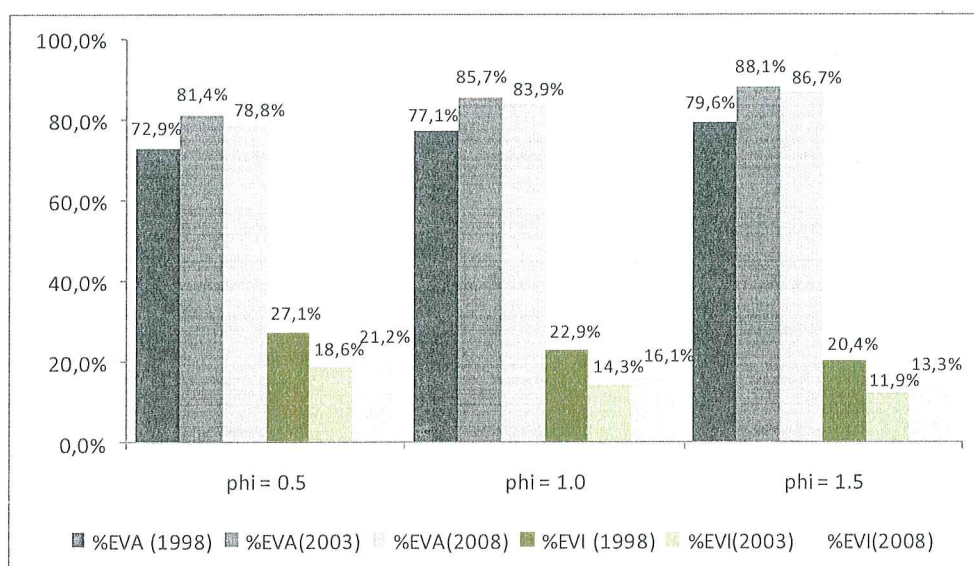
Outro resultado que pode causar certa estranheza nas estimativas apresentadas na TAB. 15 é o fato de a EVT aumentar entre 1998 e 2003 e depois sofrer uma redução entre 2003 e 2008 quando, na realidade, pelas estimativas apresentadas pelos dados de registro de óbitos e população, a expectativa de vida aos 60 anos de idade no Brasil não parece ter sofrido essa oscilação no período entre 1998 e 2008 (IBGE, 2008).

Estimativas da expectativa de vida saudável têm sido amplamente utilizadas para o propósito de avaliação das hipóteses de compressão, expansão e equilíbrio dinâmico (Robine, Mathers & Brouard, 1996; Doblhammer & Kytir, 2001, Robine et al, 2003; Nusselder, 2003; Cai & Lubitz, 2007). Para Olshansky et al (1991), um minucioso entendimento do efeito de declínios da mortalidade no estado de saúde da população requer a determinação de qual o percentual na expectativa de vida que é devido a anos vividos com saúde plena e qual percentual é devido a anos vividos com alguma condição mórbida. No caso desta tese, o modo com que

foram operacionalizados os conceitos e medidas de incapacidade permite uma análise de como as expectativas de vida ativa e com incapacidade funcional estão aumentado vis-à-vis o aumento da expectativa de vida total a partir de determinada idade e, conseqüentemente, uma avaliação das hipóteses de compressão ou expansão.

As proporções do tempo médio de vida ativa ou com incapacidade funcional, em relação à expectativa de vida total, também são apresentadas na TAB. 15. No entanto, para uma melhor visualização e análise de tendências nos três anos da PNAD, a evolução dessas proporções é apresentada na FIG. 12. Verifica-se que a proporção do número médio de anos vividos sem incapacidade funcional (%EVA) parece aumentar entre 1998 e 2003 e depois sofre uma ligeira redução entre 2003 e 2008, independentemente do valor fixado para ϕ . Resultado semelhante para o período 2003-2008 foi encontrado por Nepomuceno (2012), que aplicou o método Intercensitário de Guillot & Yu (2009) aos dados das PNAD de 1998, 2003 e 2008 utilizando o mesmo indicador de incapacidade para estimativas das expectativas de vida total, ativa e com incapacidade.

FIGURA 12 – Proporção do número médio de anos vividos sem incapacidade funcional (%EVA) e com incapacidade (%EVI), Brasil (1998, 2003 e 2008)



Fonte de dados básicos: Pesquisa Nacional por Amostras Domiciliares (1998, 2003, 2008)

Tendo em vista essa oscilação na proporção do tempo médio de vida no estado ativo, é preciso alguma cautela em dizer que determinada hipótese esteja ocorrendo. O método proposto nesta tese permite recuperar o padrão etário de incidência de incapacidade funcional com base nas prevalências observadas e na utilização de um padrão para taxas de transição de incapacidade. Neste caso, as taxas de mortalidade de pessoas ativas ou com incapacidade são estimadas implicitamente pelo método não utilizando qualquer informação explícita do registro de óbitos e população, diferentemente do método utilizado por Nepomuceno (2012), que incorpora a mortalidade total, estimada com base nos registros de população e óbitos, na estimação das probabilidades de transição por idade.

Se por um lado a aplicação do método proposto nesta tese possibilita um exercício contrafactual na estimação das taxas implícitas de transição de incapacidade nas PNAD, por outro, não incorpora qualquer medida de incidência de forma explícita. Neste caso, a não validade dos pressupostos assumidos na aplicação do modelo pode comprometer os resultados dificultando qualquer inferência em termos das hipóteses formuladas.

6.3.2 Comparação dos resultados

Com o objetivo de comparar as estimativas obtidas na TAB. 15 com algumas estimativas publicadas na literatura e também verificar a aplicabilidade do método proposto, são apresentados na TAB. 16 alguns resultados, publicados e selecionados, sobre estimativas das expectativas de vida total, ativa e com incapacidade para o Brasil. Os quatro estudos publicados foram selecionados tendo como base os seguintes critérios: a) resultados referentes ao total da população do Brasil; b) algum grau de similaridade dos indicadores utilizados; c) fontes de dados e ano de referência.

TABELA 16 – Estimativas da expectativa de vida total, expectativa de vida ativa e expectativa de vida com incapacidade aos 60 ou aos 65 anos de idade publicadas e selecionadas, por sexo e população total, Brasil (1998, 2003 e 2008)

Autores	Expectativas de vida total, ativa e com incapacidade aos 60 anos de idade					Observações:	
	EVT	EVA	EVI	%EVA	%EVI		
<i>Romero et al (2005):</i>							
Ambos os sexos	20,6	15,4	5,2	74,7	25,3	Fonte de dados: Pesquisa Municipal de Saúde (2003). Foi utilizado um indicador de incapacidade com base em limitações de atividades.	
Homem	19,0	14,9	4,2	78,1	21,9		
Mulher	22,0	15,8	6,3	71,6	28,4		
<i>Camargos et al (2008b):</i>							
Homem	19,1	16,5	2,6	86,1	13,9	Fonte de dados: PNAD (2003). Aplicou-se o método de Sullivan utilizando indicadores de incapacidade de acordo com o grau de severidade. No grau severo de incapacidade o indicador utilizado foi semelhante ao desta tese.	
Mulher	22,1	18,1	4,0	81,7	18,3		
<i>Guedes et al (2011):</i>							
1998:							
Homem	18,5	17,0	1,5	91,9	8,1	Fonte de dados: PNAD (1998 e 2003). Aplicou-se o método de Sullivan utilizando o mesmo indicador de incapacidade utilizado nesta tese.	
Mulher	21,3	18,9	2,4	88,7	11,3		
2003:							
Mulher	19,1	17,6	1,5	92,1	7,9		
Mulher	22,1	19,6	2,5	88,7	11,3		
<i>Nepomuceno (2012):</i>							
1998/2003:							
Ambos sexos	16,9	12,4	3,8	76,6	23,4	Fonte de dados: PNAD (1998 e 2003). Aplicou-se o método Intercensal (Guillor & Yu, 2009) utilizando o mesmo indicador de incapacidade utilizado nesta tese.	
Homem	15,2	12,3	2,9	80,9	19,1		
Mulher	17,2	12,8	4,4	74,5	25,5		
2003/2008:							
Ambos sexos	16,3	12,3	4,0	75,6	24,4		
Mulher	17,2	12,7	4,7	73,0	27,0		
<i>Resultados desta tese para ambos os sexos:</i>							
1998:							
$\varphi = 0,5$	17,1	12,5	4,6	72,9	27,1	Resultados da TAB. 14	
$\varphi = 1,0$	17,2	13,3	3,9	77,1	22,9		
$\varphi = 1,5$	16,5	13,1	3,4	79,6	20,4		
2003:							
$\varphi = 0,5$	19,6	15,9	3,6	81,4	18,6		
$\varphi = 1,0$	18,8	16,1	2,7	85,7	14,3		
$\varphi = 1,5$	18,6	16,4	2,2	88,1	11,9		
2008:							
$\varphi = 0,5$	18,7	14,8	4,0	78,8	21,2		
$\varphi = 1,0$	17,5	14,7	2,8	83,9	16,1		
$\varphi = 1,5$	17,1	14,8	2,3	86,7	13,3		

Fonte de dados: Romero et al (2005); Camargos et al (2008b); Guedes et al (2011) e Nepomuceno (2012).

Dos estudos apresentados na TAB. 16, o único que utiliza dados da PNAD de 2008 em suas estimativas é aquele apresentado por Nepomuceno (2012), cujos valores para EVT e EVA são um pouco mais baixos e, conseqüentemente, as estimativas para EVI são um pouco mais elevadas. Cabe ressaltar que as estimativas produzidas por Nepomuceno são válidas para os dois períodos compreendidos entre as PNAD de 1998, 2003 e 2008. Já as estimativas produzidas nesta tese são válidas para os anos calendários de cada PNAD. O método Intercensitário estima o padrão etário das transições ligando as proporções de ativos na idade x , no tempo t , às proporções de indivíduos ativos da idade $x+n$, no tempo $t+n$, ao passo que o método proposto nesta tese, na sua forma mais simples (ver Equações 13 e 14), relaciona a proporção de indivíduos ativos na idade x com as proporções de indivíduos ativos e com incapacidade funcional na idade $x-n$. Ou seja, caso houvesse apenas uma pesquisa transversal, e os parâmetros da Equação 11 fossem corretamente estimados, o método proposto nesta tese possibilitaria a estimativa de taxas implícitas de transição considerando apenas uma pesquisa transversal, o que não seria possível com a aplicação do método Intercensitário. Como a pesquisa da PNAD de 2003 apresentou proporções de indivíduos com incapacidade funcional significativamente mais baixas que as PNAD de 1998 e 2008 (ver TAB. 7 do Capítulo 5), estimativas para o ano de 2003 tendem a ser menores que as estimativas para o período 2003/2008.

Na TAB. 17 são apresentadas estimativas das expectativas de vida total, ativa e com incapacidade funcional, produzidas pelo método de Sullivan para os três anos da PNAD, com base nos mesmos indicadores de incapacidade funcional utilizados nesta tese. Utilizando o efeito do desenho amostral das PNAD de 1998, 2003 e 2008, foram obtidas as variâncias para as proporções de indivíduos com incapacidade funcional possibilitando, assim, estimativas intervalares para as expectativas de vida ativa e com incapacidade, desconsiderando-se a variância produzida pelas taxas de mortalidade. O procedimento adotado para produzir essas estimativas intervalares é apresentado detalhadamente por Jagger *et al* (2006). As diferenças nas estimativas das expectativas de vida ativa e com incapacidade funcional apresentadas na TAB. 17, quando comparadas com as estimativas produzidas por Camargos, Machado & Rodrigues (2008b) e Guedes

et al (2011), são consequência, provavelmente, do efeito do desenho amostral nas estimativas apresentadas na TAB. 17.

TABELA 17 – Estimativas pontuais e intervalares da expectativa de vida total, ativa e com incapacidade funcional por idade, sexo e população total, estimadas pelo Método de Sullivan, Brasil (1998, 2003 e 2008)

Ano/Idade/sexo	Expectativa de vida total (EVT), ativa (EVA) e com incapacidade (EVI)								
	EVT	EVA			EVI			% EVA pontual	% EVI pontual
		Pontual	95% I.C.		Pontual	95% I.C.			
			Sup.	Inf.		Sup.	Inf.		
1998									
<i>Ambos os sexos</i>	19,9	16,3	16,19	16,46	3,6	3,74	3,47	81,9	18,1
<i>Homem</i>	18,5	15,6	15,43	15,78	2,9	3,06	2,72	84,4	15,6
<i>Mulher</i>	21,3	17,0	16,83	17,17	4,3	4,43	4,09	80,0	20,0
2003									
<i>Ambos os sexos</i>	20,6	17,2	17,14	17,34	3,4	3,49	3,29	86,6	16,4
<i>Homem</i>	19,1	16,4	16,28	16,53	2,7	2,78	2,52	86,1	13,9
<i>Mulher</i>	22,1	18,0	17,86	18,15	4,1	4,20	3,91	81,6	18,4
2008									
<i>Ambos os sexos</i>	21,2	17,3	17,20	17,40	3,9	3,96	3,76	81,8	18,2
<i>Homem</i>	19,5	16,5	16,36	16,62	3,0	3,10	2,84	84,7	15,3
<i>Mulher</i>	22,7	18,0	17,89	18,18	4,7	4,81	4,52	79,4	20,6
<i>Resultados desta tese para ambos os sexos:</i>									
1998									
$\varphi = 0,5$	17,1	12,5			4,6			72,9	27,1
$\varphi = 1,0$	17,2	13,3			3,9			77,1	22,9
$\varphi = 1,5$	16,5	13,1			3,4			79,6	20,4
2003									
$\varphi = 0,5$	19,6	15,9			3,6			81,4	18,6
$\varphi = 1,0$	18,8	16,1			2,7			85,7	14,3
$\varphi = 1,5$	18,6	16,4			2,2			88,1	11,9
2008									
$\varphi = 0,5$	18,7	14,8			4,0			78,8	21,2
$\varphi = 1,0$	17,5	14,7			2,8			83,9	16,1
$\varphi = 1,5$	17,1	14,8			2,3			86,7	13,3

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008 e Tábua Completa de Mortalidade (IBGE, 2011).

Mesmo com essa pequena variação nas estimativas da EVA, as estimativas apresentadas na TAB. 17 ainda são mais elevadas que aquelas produzidas pelo método proposto nesta tese. A diferença pode estar ocorrendo em função do

maior nível da EVT nas estimativas do método de Sullivan, que consideram os dados de registro de óbitos e população. Por sua vez, a mortalidade total evidenciada pela EVT na TAB. 15 é baseada nas taxas implícitas de mortalidade de indivíduos saudáveis e com incapacidade funcional das PNAD. De acordo com o GRAF. 2, o nível nas taxas de mortalidade total em 2008, com base nos dados de registro de óbitos e população, já se apresentava menos elevado que o nível de mortalidade total produzido pelas taxas implícitas em algumas faixas etárias e para o valor de φ igual a 1,5. Percebe-se que, para o valor de φ igual a 1,5, as diferenças nas estimativas da EVT entre as TAB. 15 e 17, são ainda mais acentuadas.

6.4 Diferenciais sociodemográficos nas taxas implícitas de transição de incapacidade para o Brasil

Uma vez estimadas as taxas de transição implícitas nas PNAD, e as respectivas expectativas de vida para a população total, o próximo passo é a adição de covariáveis de interesse nas equações 13 e 14 com o objetivo de se obter estimativas por subgrupos da população. Estimativas por sexo nas taxas implícitas de transição de incapacidade funcional para o Brasil, assim como para qualquer covariável dicotômica, podem ser realizadas adicionando-se *dummies* para as respectivas covariáveis nas equações 13 e 14. Neste caso, basta incluir um intercepto (categoria de referência) e uma inclinação para cada parâmetro nessas equações, exatamente como feito para o ano da PNAD nas equações 16 e 17. As suposições, assim como o mecanismo relacional nas equações, permanecem os mesmos.

Um problema encontrado com a aplicação do método proposto nesta tese, referente às estimativas por sexo, se deve ao fato de os coeficientes estimados produzirem estimativas da EVT e da EVA para os homens maiores que para as mulheres. Já a EVI das mulheres é significativamente maior que a dos homens. Por outro lado, os resultados para %EVA e %EVI são coerentes. Isso parece ocorrer pelo fato de o nível nas taxas de transição de ativo para incapacitado das mulheres ser muito maior que dos homens (ver a diferença entre essas curvas na FIG. 13 em anexo). Essa diferença parece ser produzida pela disparidade, por

sexo, nas estimativas do parâmetro gama, conforme resultados apresentados no QUAD. 5. As taxas de mortalidade de ativos e incapacitados também ficaram um pouco mais elevadas para mulheres.

QUADRO 5 – Coeficientes estimados pelo modelo de regressão não linear, por sexo e valores fixados para φ , Brasil (1998, 2003 e 2008)

i->a	i->m		a->i		a->m	
<i>Homem</i>						
exp(φ)	θ	exp(θ)	γ	exp(γ)	λ	exp(λ)
0,50	0,09	1,09	-0,28**	0,76	-1,22	0,30
1,00	0,10	1,11	-0,27**	0,76	-0,69	0,50
1,50	0,11	1,12	-0,27**	0,76	-0,52	0,59
<i>Mulher</i>						
exp(φ)	θ	exp(θ)	γ	exp(γ)	λ	exp(λ)
0,50	0,37*	1,45	0,95*	2,59	-1,20*	0,30
1,00	0,30*	1,35	0,99*	2,69	-0,56**	0,57
1,50	0,21	1,23	1,03*	2,80	-0,16	0,85
<i>Mais de 8 anos de estudo</i>						
exp(φ)	θ	exp(θ)	γ	exp(γ)	λ	exp(λ)
0,50	1,01	2,75	1,04	2,83	-3,40	0,03
1,00	0,94	2,56	1,05	2,86	-1,64	0,19
1,50	0,87	2,39	1,05	2,86	-0,97	0,38
<i>Menos de 8 anos de estudo</i>						
exp(φ)	θ	exp(θ)	γ	exp(γ)	λ	exp(λ)
0,50	-1,19	0,30	-0,50	0,61	2,36	10,59
1,00	-1,18	0,31	-0,38	0,68	1,15	3,16
1,50	-1,17	0,31	-0,28	0,76	0,89	2,44

Fonte dos dados básicos: IBGE - Pesquisas Nacionais por Amostras Domiciliares de 1998, 2003 e 2008; Mexican Health and Aging Study (MHAS, 2011).

Nota: * e ** estimativas significativas aos níveis de 5% e 10% de significância, respectivamente. As letras a, i e m representam os estados de transição ativo, incapacitado e morte, respectivamente.

Disparidades semelhantes nas estimativas de gama apresentadas no QUAD. 5 são verificadas na estimação dos coeficientes por anos de estudo da PNAD. Por exemplo, os coeficientes gama são muito maiores para quem tem mais de 8 anos de estudo, comparados aos que têm menos de 8 anos de estudo. Poderia se esperar o contrário, haja vista que, provavelmente, quem tem menos de 8 anos de anos de estudo no Brasil pode estar exposto a um maior risco de incapacidade. Por outro lado, conforme resultados apresentados na TAB. 8 do Capítulo 5, as chances de incapacidade das pessoas de 60 e mais, no Brasil, não diferem

significativamente nas categorias intermediárias de anos de estudo (especialmente no modelo 4).

Outro problema nas estimativas por anos de estudo refere-se aos coeficientes estimados cujas valores estão muito além do intervalo $(-1;1)$, resultando em fatores de inflação sub ou sobreestimados para estimativas de alguns padrões etários para as taxas implícitas de transição (ver QUAD. 5). Destacam-se, neste caso, as estimativas para λ quando o valor de ϕ é fixado em 0,5, independentemente da categoria de anos de estudo.

7 CONCLUSÃO

Estimativas da expectativa de vida saudável com o objetivo de analisar tendências nas condições de saúde de uma população requerem o conhecimento do padrão etário de taxas ou probabilidades de transição entre estados de saúde e morte, entre dois ou mais pontos do tempo, possibilitando, assim, a utilização do método de tábua de vida multiestado para construção do indicador.

Na ausência dessas taxas ou probabilidades e sob a suposição de que as características em estudo são estáveis com o tempo, o método de Sullivan tem se destacado como a principal ferramenta para estimativas da EVS. Entretanto, apesar de sua utilidade, uma das suas principais limitações, no que diz respeito à análise de tendências do indicador, refere-se à violação nos pressupostos de estabilidade das medidas de incidência e de homogeneidade nos riscos de morte no intervalo de tempo considerado para análise.

Para populações que não possuem dados longitudinais para estimação das taxas ou probabilidades de transição, algumas novas abordagens foram propostas com o objetivo de reduzir o viés nas estimativas da EVS em função da violação dos pressupostos adotados pelo Método de Sullivan. Destaca-se o Método Intercensitário, recentemente proposto por Guillot & Yu (2009), que reproduz uma estrutura multiestado e possibilita a estimação da EVS na presença de heterogeneidade dos riscos de morte.

O método proposto nesta tese, diferentemente do Método de Sullivan, possibilita a simulação de coortes de pessoas ativas e incapacitadas, incorporando a heterogeneidade no risco de morte de cada coorte e permitindo a construção de tábuas de vida multiestado para estimação da expectativa de vida ativa (EVA). Para isso, o método estima a estrutura etária para as taxas de transição implícitas nas pesquisas transversais, com base em um padrão etário para as taxas de transição entre estados de saúde e morte, provenientes de pesquisas longitudinais e nacionalmente representativas de outras populações, e em proporções de indivíduos saudáveis e não-saudáveis por idade, provenientes de pesquisas transversais.

Dificuldades na implementação da proposta original do método conduziram para a necessidade de reformulações e simulações com o objetivo de viabilizar a estimação dos parâmetros. Como resultado, as taxas implícitas de transição de incapacidade por idade, estimadas pelo novo método, são coerentes com aquelas apresentadas pela literatura. Ademais, as estimativas da EVA para a população total nos anos de 1998, 2003 e 2008 são coerentes com aquelas produzidas por outros métodos. Entretanto, a falta de consistência na estimação de alguns parâmetros dificulta a análise de tendências da EVA e impede uma conclusão mais precisa em termos da hipótese de compressão da morbidade.

Um possível diferencial do método proposto nesta tese em relação aos métodos tradicionais e ao Método Intercensitário, que também estima o padrão etário das transições de incapacidade, seria a possibilidade de uma análise multivariada de tendências na EVS. Entretanto, limitações relacionadas à estimação dos parâmetros na presença de covariáveis de interesse dificultam a análise multivariada do indicador.

As limitações encontradas na implementação do método proposto devem servir de estímulo para novas reformulações das equações e das suposições adotadas. Neste sentido, as dificuldades encontradas na aplicação do método podem servir de subsídio para uma agenda de pesquisa na busca de soluções mais adequadas. Tal agenda deve ser pensada com o objetivo de tornar o método mais facilmente replicável em outras populações que, assim como o Brasil, carecem de informações adequadas para monitorar tendências na expectativa de vida saudável da população.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALLISON, P.D.; Discret-tiem Methods for the Analysis of Event Histories. **Sociological Methodology**, v. 13, p. 61-98, 1982.1982
- ALVES, L.C.; LEIMANN, B.C.Q.; VASCONCELOS, M.E.L.; CARVALHO, M.S.; VASCONCELOS, A.G.G.; FONSECA, T.C.O.; LEBRÃO, M.L. A influência das doenças crônicas na capacidade funcional dos idosos do Município de São Paulo, Brasil. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 8, p.1924-30, ago, 2007.
- ALVES, L.C.; LEITE, I.C.; MACHADO, C.J. Conceituando e mensurando a incapacidade funcional da população idosa: uma revisão de literatura. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 13, n. 4, p.1199-1207, 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. 113 f. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2003.
- BARENDREGT, J.J.; BONNEUX, L.; VAN der MAAS, MATHERS, C.D.; ROBINE, J-M. GroupHow Good Is Sullivan's Method for Monitoring Changes in Population Health Expectancies? **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 51, n. 5, p. 578-579, Oct., 1997.
- BARENDREGT, J.J.; BONNEUX, L.; VAN der MAAS, P.J. Health expectancy: an indicator for change? **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 48, p. 482-487, 1994.
- BARKER, D.J.P. "The Fetal and Infant Origins of Adult Disease." **British Medical Journal**. v. 17, 301:6761, pp. 1111. Nov.1990.
- Blossfeld, H-P; Golsch, K.; Rohwer, G. **Event History Analysis with Stata**. New York: Psychology Press, p.37, 2007.
- BONE, M.; BEBBINGTON, A.; JAGGER, C.; MORGAN, K.; NICOLAAS, G. **Health Expectancy and Its Uses**. London: HMSO, 1995.
- BONE, M.R.; BEBBINGTON, A.C.; NICOLAAS, G. Policy Applications of Health Expectancy. **Journal of Aging and Health**, v. 10, n. 2, p. 136-153, may. 1998.
- BONGAARTS, J. How Long Will We Live? **Population and Development Review**, v. 32, n. 4, p. 605-628, Dec., 2006.
- BONITA, R.; BEAGLEHOLE, R.; KJELLSTRÖM, T. **Basic epidemiology** (2nd). World Health Organisation Press: Geneva, 2006.

BOSHUIZEN, H.; PERENBOOM, R.J.M. Classification and Harmonization. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 265-281.

BRASIL. Ministério da Saúde. **IDB 2005, Brasil**: indicadores e dados básicos para a saúde. Rio de Janeiro: Ministério da Saúde/RIPSA, 2005.

BREVIS, C.A.; DEL RÍO, F.V.; MABEL, Y.G. Transición epidemiológica en América Latina: comparación de cuatro países. **Rev. méd. Chile**; v.125, n.6, p. 719-27, jun. 1997.

BROUARD, N. and ROBINE, J-M. A method of calculation of health expectancy from longitudinal Surveys on the elderly people in france. In: ROBINE, J-M., BLANCHET, M. AND DOWD, J.E. **Health Expectancy**. London: HMSO, 1992. p. 87-97.

BURATTA, V.; EGIDI, V. Data Collection Methods and Comparability Issues. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 187-201.

CAI, L.; HAYWARD, M.D.; SAITO, Y.; LUBITZ, J.; HAGEDORN, A.; CRIMMINS, E.M.. Estimation of multi-state life table functions and their variability from complex survey data using the SPACE Program. **Demographic Research**: v. 22, n. 6, Jan. 2010.

CAI, L.; LUBITZ, J. Was There Compression of Morbidity for Older Americans From 1992 to 2003? **Demography**. Chicago, v. 44, n. 3, p. 479-495, aug. 2007.

CAMARGOS, M.C.S. Estimativas de Expectativa de Vida Livre de e com Incapacidade Funcional: Uma Aplicação do Método de Sullivan para Idosos Paulistanos, 2000. **Dissertação** (Mestrado em Demografia. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Belo Horizonte, 2004.

CAMARGOS, M.C.S.; MACHADO, C.J.; RODRIGUES, R.N. Life expectancy among elderly Brazilians in 2003 according to different levels of functional disability. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, V. 24, N. 4, P. 845-852, abr., 2008b.

CAMARGOS, M.C.S.; MACHADO, C.J.; RODRIGUES, R.N. Sex differences in healthy life expectancy from self-perceived assessments of health in the City of São Paulo, **Brazil. Ageing & Society**, v. 28, p. 35-48, 2008a.

CAMARGOS, M.C.S.; MACHADO, C.J.; RODRIGUES, R.N. Disability Life Expectancy for the Elderly, City of São Paulo, Brazil, 2000: Gender and Educational Differences. **J. Biosoc. Sci.**, v 39, p.455-463, 2007.

CAMARGOS, M.C.S.; PERPÉTUO, I.H.; MACHADO, C.J. Expectativa de vida com incapacidade funcional em idosos em São Paulo, Brasil. **Rev. Panam Salud Publica**. v. 17(5/6), p. 379-386, 2005.

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

CAMPOS, N. O. B.; RODRIGUES, R. N. O ritmo de declínio da mortalidade dos idosos nos estados do sudeste, 1980/2000. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v. 21, n. 2, p. 323-342, jul./dez. 2004.

CARVALHO, J. A. M. **Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil**. Belo Horizonte: CEDEPLAR 2004. 18p. (Texto para discussão, 227).

CARVALHO, J. A. M.; GARCIA, A. G. O envelhecimento da população brasileira: um enfoque demográfico. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 3, p 725-733, maio/jun. 2003.

CHAIMOWICZ, F. A saúde dos idosos brasileiros às vésperas do século XXI: problemas, projeções e alternativas. **Rev. Saúde Pública**, v. 31, n. 2, p. 184-200, 1997.

CHEUNG SLK, ROBINE JM, Tu EJC, Caselli G. Three dimensions of the survival curve: horizontalization, verticalization, and longevity extension. **Demography**, v. 42, p. 243-58, 2005.

CHIANG, C.L. Competing Risks and Conditional Probabilities. **Biometrics**, v. 26, n. 4, p. 767-76, Dec. 1970.

COSTA, A. J. L. Metodologias e indicadores para avaliação da capacidade funcional: análise preliminar do Suplemento Saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – PNAD, Brasil, 2003 **Ciência & Saúde Coletiva**, 11(4):927-940, 2006.

COLOSIMO, EA; GIOLO, SR. **Análise de Sobrevivência Aplicada**. São Paulo: Edgard Blücher, 2006, p. 8-9.

CRIMMINS, E.M. Mixed Trends in Population Health Among Older Adults. **Journal of Gerontology: SOCIAL SCIENCES**. v. 51B, n. 5, S.223-S225, 1996.

CRIMMINS, E.M. The Relevance of Health Expectancies: Introduction. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 105-109.

CRIMMINS, E.M., CAMBOIS, E. Social Inequalities in Health Expectancy. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 111-125.

CRIMMINS, E.M.; INGEGNERI, D.G. Trends in health among the American population. In: RAPPAPORT, A.M.; SCHIEBER, S.J.; (eds) **Demography and Retirement**: The Twenty-First Century. London, UK; Westport, DT: Praeger, 1993.

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

CRIMMINS, E.M.; SAITO, Y.; INGENNERI, D. Changes in life expectancy and disability-free life expectancy in the United States. **Population and Development Review**, v. 15, n. ?, p. 235-267, 1989.

CUTLER, D.; DEATON, A.; LLERAS-MUNEY, A. The determinants of mortality. **Journal of Economic Perspectives**, v. 20, n. 6, p. 97-120, 2006.

CUTLER, D.; MILLER, G. The role of public health improvements in health advances: The Twentieth-Century. United States. **Demography**, v. 42, n. 1, p. 1-22, 2005.

DAVIS, B.A.; HEATHCOTE, C.R.; O'NEILL, T.J. Estimating cohort health expectancies from cross-sectional surveys of disability. **Statist. Med.** v. 20, p. 1097-1111, 2001.

DEEG, D.J.H., VERBRUGGE, L.M., JAGGER, C. Disability Measurement. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 203-219.

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

EDWARDS, R. D.; TULJAPURKAR, S. Inequality in life spans and a new perspective on mortality convergence across industrialized countries. **Population and Development Review**, New York, v. 31, n. 4, p. 645-674, dec. 2005.

ELO, I.T.; PRESTON, S.H. Effects of earlylife conditions on adult mortality: a review, **Population Index**, 58(2): 186-212. 1992.

FANSHEL, S. A meaningful measure of health for epidemiology. **International Journal of Epidemiology**, v. 1, n. 4, p. 319-337, 1972.

FERREIRA, C. E. C.; CASTIÑEIRAS, L. L. Está diminuindo a esperança de vida paulista? In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 11., 1998, Caxambu, MG. **Trabalhos apresentados...** [s.l.] : ABEP, [1998?]. p. 1961-1974.

FERREIRA, C. E. C.; CASTIÑEIRAS, L. L. O Rápido Aumento da Mortalidade dos Jovens Adultos em São Paulo: uma trágica tendência. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 10, n. 2, p. 34-41, abr./jun. 1996.

FOGEL, R.W. Nutrition and the decline of mortality since 1700: some preliminary findings. In S.L Engerman and R.E. Gallman (eds.) **Long-Term Factors in American Economic Growth**, Chicago: University of Chicago Press. 1986.

FREEDMAN, V.A.; CRIMMINS, E.M.; SCHOENI, R.F.; SPILLMAN, B.C.; AYKAN, H.; KRAMAROW, E.; LUBTIZ, J.; MANTON, K.; MARTIN, L.G.; SHINBERG, D.; WAIDMANN, T. Resolving inconsistencies in trends in old-age disability: report from a technical working group. **Demography**, v. 41, n. 3, p. 417-441, aug. 2004.

FREEDMAN, V.A.; MARTIN, L.G. Understanding changes in functional limitations among older Americans. **American Journal of Public Health**, v. 90, n. 11, p. 1457-1462, 1998.

Frenk, J. et al. **The epidemiologic transition in Latin America**. In Proceedings of the International Population Conference, New Delhi, Vol 1: 419-431, 1990.

FRENK, J.; FREJKA, T.; BOBADILLA, J.L.; STERN, C.; LOZANO, R.; SEPÚLVEDA, J.; JOSÉ, M. The epidemiologic transition in Latin America. **Boletim Oficina Sanit Panam**. V. 111, n. 6, p. 485-96, Dec. 1991.

FRIES, J. F. Aging, natural death, and the compression of mortality. **The New England Journal of Medicine**, Waltham, Mass., v. 303, n. 3, p. 130-135, July 1980.

FRIES, J. F.; BRUCE, B.; CHAKRAVARTY, E. Compression of Morbidity 1980–2011: A Focused Review of Paradigms and Progress. **Journal of Aging Research**, v. 2011, n. 261702, 10 p. 2011.

FRIES, J. The Compression of Morbidity. **The Milbank Quarterly**, v. 83, n. 4, p. 801-823, 1983/2005.

FRIES, J.F. The compression of morbidity. **The Gerontologist**, Washington, DC, v. 24, n. 4, p. 354-359, aug. 1984.

GAWRYSZEWSKI, V. P.; JORGE, M. H. P.M. Mortalidade violenta no Município de São Paulo nos últimos 40 anos. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, SP, v. 3, n. 1-3, p. 50-69, dez. 2000.

GOMES, M.M.F.; TURRA, C.M. The number of centenarians in Brazil: Indirect estimates based on death certificates. **Demographic Research**, v. 20, n. 20, p. 496-500, 2009.

GONZAGA, M.R. **Compressão da Mortalidade: entendendo a variabilidade da idade à morte na população do Estado de São Paulo, 1980-2005**. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2008.

GRUENBERG, E.M. The Failures of Success. **Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society**, v. 55, n. 1, p. 3-24, 1977.

GUEDES, G.R.; CAMARGOS, M.C.S.; SIVIERO, P.C.; MACHADO, C.J.; OLIVEIRA, D.R. Educational and sex differences in the functional disability life expectancy for the elderly: Brazil, 1998 and 2003. **Cad. Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v.19, n. 2, p. 187-96, 2011.

GUILKEY, D.K., RINDFUSS, R.R. Logistic Regression Multivariate Life Table. **Sociological Methods & Research**, v. 16, n. 2, p. 276-300, nov. 1987.

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

GURALNIK, J.M.; LAND, K.C.; BLAZER, D.; FILLENBAUM, G.G.; BRANCH, L.G. Educational status and active life expectancy among older blacks and whites. **The New England Journal of Medicine**, v. 329, n. 2, p. 110-116, Jul. 1993.

HEIKKINEN, E. J. JOKELA AND M. JYLHA. Disability and functional status among elderly people: cross-national comparisons In G. Caselli and A. Lopez (eds.) **Health and Mortality Among Elderly Populations**, Oxford: Oxford University Press. 1996.

HILL, M.E. Multivariate Survivorship analysis using two cross-sectional samples. **Demography**, v. 36, n. 4, p. 497-503, nov. 1999.

HORIUCHI, S. Epidemiological Transitions in Human History. In United Nations (Ed.). **Health and Mortality Issues of Global Concern**: New York, United States: United Nations, 1999. p. 54-71.

HORIUCHI, S.; WILMOTH, J. R. Deceleration in the age patterns of mortality at older ages. **Demography**, Chicago, v. 35, n. 4, p. 391-412, nov. 1998.

HUANG, J. **Health Status of the elderly in China**. Dissertation (Doctor of Philosophy in demography) - University of California at Berkeley, Ann Arbor, United States, 2003.

IDLER, E.L.; BENYAMINI, Y. Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. **Journal of Health and Social Behavior**, v. 38, n. 1, p. 21-37, Mar., 1997.

IMAI, K.; SONEJI, S. On the estimation fo disability-free life expectancy - Sullivan methods its extention. **American Statistical Association**, v. 102, n. 480, p. 1199-1211, dez. 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Notas Técnicas: evolução hitória da PNAD. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/seguranca_alimentar_2004_2009/notastecnicas.pdf>. Acesso em: nov. 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Projeção da população do Brasil por sexo e idade: Revisão 2008. Disponível em: < >. Acesso em: abril. 2012.

JAGGER, C. Compression or expansion of morbidity – what does the future hold? **Age and Ageing**, v. 29, p. 94-94, 2000.

JAGGER, C. Measurement, Collection and Calculation Problems: Introduction. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 185-186.

Jagger, C.; Cox, B.; Le Roy, S.; EHEMU. Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide. 3th ed. **EHEMU Technical Report** September, 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. **Journal of the American Medical Association**, v. 185, p. 914-919, 1963.

KOHLER, I.; SOLDROY, B.J. Early Life Events and Health Outcomes in Late Life in Developing Countries—Evidence from the Mexican Health and Aging Study. **Population Association of America Meetings**, Boston, Massachusetts, 2004.

KRAMER, M. The raising pandemic of mental disorders and associated chronic diseases and disabilities. **Acta Psychiatrica Scandinavica**, v. 62, p. 382-397, 1980.

LADITKA, S.B.; HAYWARD, M.D. The Evolution of Demographic Methods to Calculate Health Expectancies. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 221-234.

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

LAND, K.C.; GURALNIK, J.M.; BLAZER, D.G. Estimating Increment-Decrement Life Tables with Multiple Covariates from Panel Data: The Case of Active Life Expectancy. **Demography**, v. 31, n. 2, p. 297-319, May, 1994.

LAND, K.C.; ROGERS, A. **Multidimensional Mathematical Demography**. Academic Press: New York, 1982.

LAWTON, M.P.; BRODY, E.M. Assessment of older people: Self-maintaining and instrumental activities of daily living. **Gerontologist**, v. 9, p. 179-186, 1969.

LIANG, J.; LIU, X.; GU, S. Transitions in functional status among older people in Wuhan, China: Socioeconomic differentials. **Journal of Clinical Epidemiology**, v. 54, p. 1126-38, 2001.

LIÈVRE, A.; BROUARD, N.; HEATHCOTE, C. The estimation of health expectancies from cross-longitudinal surveys. **Mathematical Population Studies**, v. 10, p. 211-48, 2003.

LIU X. Modeling transitions in health status and active life expectancy. In: **8th Work-group meeting REVES**, International Research Network for Interpretation of Observed Values of Healthy Life Expectancy, Chicago, October 1995.

LIU, X.; LIANG, J.; MURAMATSU, N.; SUGISAWA, H. Transitional in Functional Status and Active Life Expectancy Among Older People in Japan. **The Journals of Gerontology**, v. 50, p. S383-S394, Nov. 1995/2007.

LOHR, S.L. **Sampling: Desing and Analysis**. Pacific Grove: Duxury Press, 1999.

LYNCH, S.M.; BROWN, J.S. Gibbs Sampler for Multistate Life Tables (GSMLT v.90). 2005.

LYNCH, S.M.; BROWN, J.S. Obtaining Multistate Life Table Distributions for Highly Refined Subpopulations from Cross-Sectional Data: A Bayesian Extension of Sullivan's Method. **Demography**, v. 47, n. 4, p. 1053-77, Nov., 2010.

MANTON, K.G. Changing Concepts of Morbidity and Mortality in the Elderly Population. **Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society**, Massachusetts, v. 60, n.2, p. 183-244, 1982.

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

MATTOS, R. S. ; VEIGA, A. Inferência ecológica para recuperação de dados desagregados. **Revista Brasileira de Estatística**, Rio de Janeiro, v. 63, p. 29-54, 2002.

McENIRY, M. The health transition and mortality among older adults in Latin America, the Caribbean, Asia and Africa. CDE Working Paper, n. 2, 2010. **modelling population process**. Massacusetts: Blackwell, 2001.

MCKEOWN, T.; RECORD, R.G. Reasons for the decline of mortality in England and Wales during the 19th century. **Population Studies**, v. 16, p. 94-122, 1962.

MONTEVERDE, M.; NORONHA, K.; PALLONI, A. Effect of early conditions on disability among the elderly in Latin America and the Caribbean. **Population Studies**, v. 63, n. 1, p. 21-35, 2009.

MYERS, G.C., LAMB, V.L., AGREE, E. Patterns of Disability Change Associated with the Epidemiologic Transition. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 59-74.

MYERS, RAYMOND, H. **Classical and Modern Regression with Applications**. 2th Ed., Duxbury Press, California USA, p.426-428, 1990.

NAGI, S. Z. An epidemiology of disability among adults in the United States. **Milbank Memorial Fund Quarterly**, v.54, n.4, p.439-467, 1976.

NEPOMUCENO, M.R. **Expectativa de vida saudável no Brasil com base no método intercensitário**. Dissertação (Mestrado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2012.

NUNES, A. O envelhecimento populacional e as despesas do Sistema Único de Saúde. In: CAMARANO, A. A. (Org.). **Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?**. [Rio de Janeiro]: IPEA/IBGE, 2004. p. 427-450.

NUSSELDER WJ, MACKENBACH JP. Rectangularization of the survival curve in the Netherlands, 1950-1992. **Gerontologist**, v. 36, p. 773-82, 1996.

NUSSELDER, W.J. Compression of Morbidity. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 35-58.

OLSHANSKY, S.J., RUDBERG, M.A., CARNES, B.A., CASSEL, B.A., BRADY, J.A. Trading Off Longer Life for Worsening Health: The Expansion of Morbidity Hypothesis. **Journal of Aging and Health**, v. 3, n. 2, p. 193-216, may. 1991.

OLSHANSKY, S.J.; AUL, A.B. The Fourth Stage of the Epidemiologic Transition: The Age of Delayed Degenerative Diseases. **The Milbank Quarterly**, v. 64, n. 3, p. 355-391, 1986.

OMRAN, A.R. Epidemiologic Transition. In **International Encyclopedia of Population**, New York: The Free Press, 1982. p. 172-183.

OMRAN, A.R. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, v. 49, n. 4, Pt. 1, p. 509-538, 1971.

PALLONI, A. An Epidemio-Demographic Analysis of Factors in the Mortality Decline of "slow-developing" countries. In **proceedings of the International Population Conference**, Florence, International Union for the Scientific Studies of Population, Ordina Press, v. 2, p. 329-351, 1985

PALLONI, A. Mortality in Latin America: Emerging Patterns. **Population and Development Review**, v. 7, n. 4, p. 623-49, Dec., 1981.

PALLONI, A.; HILL, K; PINTO-AGUIRRE, G. Economic Swings and Demographic Changes in the History of Latin America. **Population Studies**, v. 50, n. 1, p. 105-132, Mar., 1996.

PALLONI, A.; McENIRY, M.; WONG, REBECA; PELÁEZ, M. Ageing In Latin America and the Caribbean: Implications of Past Mortality. In **United Nations Expert Group Meeting on Social and Economic Implications of Changing Population Age Structures**, Mexico City, Department of Economic and Social Affairs, Population Division.p. 329-351, Aug-Sep. 2005.

PALLONI, A.; McENIRY, M.; WONG, REBECA; PELÁEZ, M. The Tide to Come: Elderly Health in Latin America and the Caribbean. **Journal of Aging and Health**, v. 18, n. 2, p. 180-206, April. 2006.

PALLONI, A.; PINTO-AGUIRRE, G. Adult Mortality in Latin America and the Caribbean. In **International Handbook of Adult Mortality**, London New York: Springer, p. 101-132, 2011.

PALLONI, A.; PINTO-AGUIRRE, G. One hundred years of mortality in Latin America and the Caribbean: the fragile path from hunger to longevity. **Population Association of America Meetings**, Boston, Massachusetts, 2004.

PALLONI, A.; THOMAS, J. Estimation of Health Status Inequalities from Prevalence Data: A Risky Business. **Population Association of America Meetings**, Dallas, April 15-18, 2010.

PALLONI, A.; WYRICK, R. Mortality Decline in Latin America: Changes in the Structure of Causes of Death: 1950-1975. **Social Biology**, v. 28, p.187-216, Fall/Winter, 1981.

PALLONI, A.; NORONHA, K. Life expectancy, healthy life expectancy and the effects of early life conditions: the case of Latin America and the Caribbean. **Population Association of America Meetings**, Dallas, April 15-18, 2010.

PARAHYBA, M.I.; MELZER, D. Profile of Disability in Older People in Brazil: results of the PNAD survey. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 13., 2002, Ouro Preto, MG. **Trabalhos apresentados...** [s.l.] : ABEP, 2002.

Parahyba, M.I.; Veras, R. Diferenciais sociodemográficos no declínio funcional em mobilidade física entre os idosos no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 13, n. 4, p. 1257-64, 2008.

PARAHYBA MI, VERAS R, MELZER D. Incapacidade funcional entre as mulheres idosas no Brasil. **Rev. Saúde Pública**, v. 39, p.:383-91, 2005.

PARAHYBA, M.I.; SIMÕES, C.C.S. A prevalência de incapacidade funcional em idosos no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, n.4, p.967-74, 2006.

PRATA, P. R. A Transição epidemiológica no Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 2, p.168-175, abr/jun, 1992.

PRESTON, S. H ; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography: measuring and modeling population processes**. Massachusetts: Blackwell Publishers Inc. 1st ed. 2001.

PRESTON, S. H. The changing relation between mortality and level of economic development. *Population Studies*. v. 29, n. 2, 231-48, 1975.

PRESTON, S.H. 1976. *Mortality Patterns in National Populations: With Special Reference to Recorded Causes of Death*. New York, NY, Academic Press.

PRESTON, S.H.. "Causes and consequences of mortality declines in less developed countries during the 20th century". In R. Easterlin (ed.) **Population and Economic Change in Developing Countries**. Chicago, University of Chicago Press. 1980.

ROBINE, J.M. The Main Trends in the Evolution of the Population's Health Status: Introduction. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 9-11.

ROBINE, J.M., I. ROMIEU, and J.P. MICHEL. Trends in Health Expectancies. In ROBINE, J.M., JAGGER, C., MATHERS, C.D., CRIMMINS, E., SUZMAN, R. (Orgs) **Determining Health Expectancies**: Chichester, United Kingdom: John Wiley & Sons, 2003. p. 75-101.

ROBINE, J.M.; RITCHIE, K. Healthy life expectancy: evaluation of global indicator of change in population health. **BMJ**, v. 302, p. 457-60, Feb., 1991.

ROBINE, J-M., MATHERS, C. and BROUARD, N. Trends and differentials in disability-free life expectancy: concepts, methods, and findings. In Caselli, G. & Lopez, A. (eds). **Health and Mortality Among Elderly Populations**, Oxford, United Kingdom: Oxford University Press, 1996. p. 182-201.

ROBINE, J-M.; ROMIEU, I. Healthy active ageing: Health expectancies at age 65 in the different parts of the world. Réseau Espérance de Vie en Santé. Network on Health Expectancy and the Disability Process 1998. (REVES paper, 318).

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. **Introduction to multiregional Mathematical Demography**. New York: Wiley, 1975.

ROGERS, A.; ROGERS, R.G.; BRANCH, L.G. A Multiestate Analysis of Active Life Expectancy. **Public Health Reports**, v. 104, n. 3, p. 222-26, May-Jun. 1989.

ROMERO, D.E. Diferenciais de gênero no impacto do arranjo familiar no status de saúde dos idosos brasileiros. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 7, n. 4, p. 777-794, 2002.

ROMERO, D.E.; LEITE, I.C.; SZWARCOWALD, C.L. Healthy life expectancy in Brazil: applying the Sullivan method. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 21, Sup:S7-S18, 2005.

SALOMON, J. A.; NORDHAGEN, S.; OZA, S.; AND MURRAY, C.J.L. Are Americans Feeling Less Healthy? The Puzzle of Trends in Self-rated Health. **Am J Epidemiol**, v. 170, p. 343-351, May., 2009.

SALOMON, J. A.; TANDON, A.; MURRAY, C.J.L. Comparability of self rated health: cross sectional multi-country survey using anchoring vignettes. **BMJ**, doi:10.1136/bmj.37963.691632.44 (published 23 January 2004).

SANDERS, B. S. Measuring community health levels. **American Journal of Public Health**, v.54, n.7, p.1063-1070, July 1964.

SANTOS, J.L.F.; LEBRÃO, M.L.; DUARTE, Y.A.O.; LIMA, F.D. Functional performance of the elderly in instrumental activities of daily living: an analysis in the municipality of São Paulo, Brazil. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 4, p. 879-86, abr. 2008.

SCHOEN, R. Constructing increment-decrement life tables. **Demography**, v. 12, p. 313-324, 1975.

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

SCOTT M. LYNCH; J. SCOTT BROWN. Gibbs Sampler for Multistate Life Tables Software (GSMLT v.90) June 2005

SEGRE, M.; FERRAZ, F.C. O conceito de saúde. **Revista de Saúde Pública**, v. 31, n. 5, p. 538-542, 1997.

SEN, A. Perception versus observation. **BMJ**, v. 324, n. 13, p. 860-61. Apr. 2002.

SULLIVAN, D. F. A single index of mortality and morbidity. **HSMHA Health Reports**, v.86, p.347-354, 1971.

UNITED NATIONS. Department of Economic and Social Affairs, Population Division. **World Population Prospects: The 2010 Revision**, CD-ROM Edition, 2011.

UNITED NATIONS. **World population prospects: the 2004 revision**, v.3: analytical reports. New York, 2004. p. 54-82. (Economic & Social Affairs).

VALKONEN, T.; SIHVONEN, A-P.; LAHELMA, E. Health expectancy by level of education in Finland. **Social Science and Medicine**, v.44, n. 6, p.801-808, 1997.

VAN DE WATER, H.P.A.; BOSHUIZEN, H.C.; PERENBOOM, R.J.M.; MATHERS, C.D.; ROBINE, J-M. Health expectancy: an indicator for change? **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 49, p. 330-332, 1995.

VERBRUGGE, L. M., JETTE, A. M. The disablement process. **Social Science and Medicine**, v.38, n.1, p.1-14, Jan. 1994.

VERBRUGGE, L.M. Longer life but worsening health? Trends in health and mortality of middle-aged and older persons. **Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society**, Massachusetts, v. 62, n. 3, p. 475-519, 1984.

Vistoso Júnior & Guerra, 2008

WHO, 2006. World Population Prospects, the 2010 Revision. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. Disponível em: <http://esa.un.org/wpp/Excel-Data/mortality.htm>

WILMOTH, J. R.; HORIUCHI S. E. Rectangularization revisited: variability of age at death within human populations. **Demography**, Chicago, v. 36, n. 4, p. 475-495, nov. 1999.

WILMOTH, J.R. In search of limits. In: WACHTER, K. W.; FINCH, C. E. (Org.). **Between zeus and the salmon: the biodemography of longevity**. Washington, DC: National Academy Press, 1997. p. 38-64.

WILSON, C. On the sacle of global demographic convergence 1950-2000. **Population and Development Review**, v. 27, n. 1, p. 155-171, 2001.

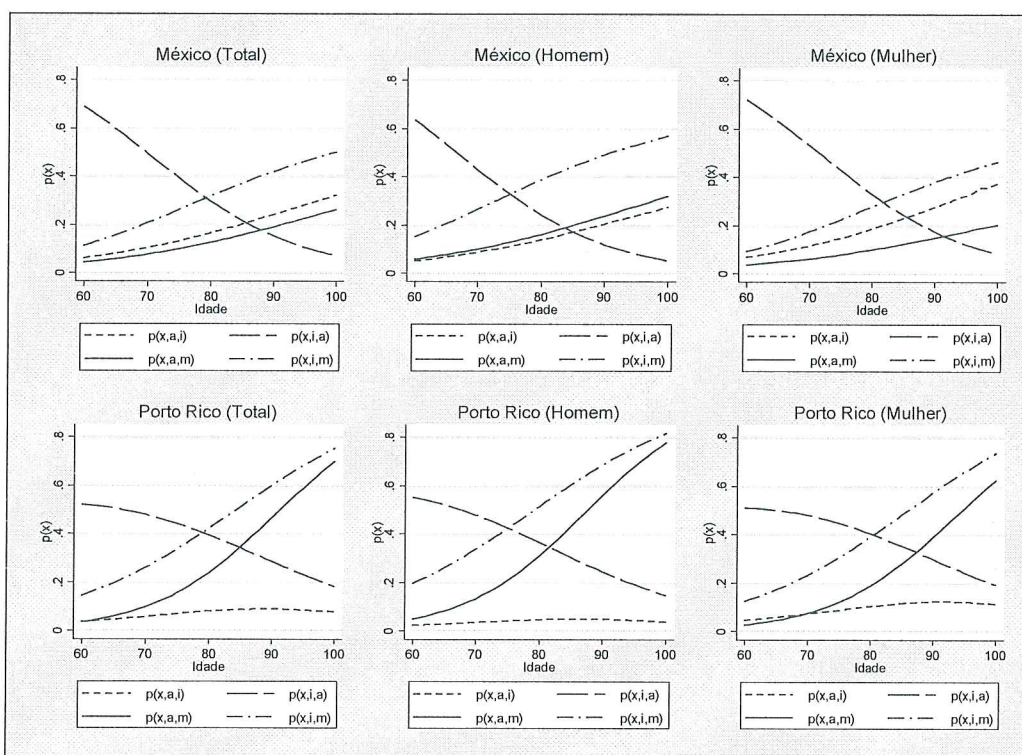
WORLD HEALTH ORGANISATION. **International classification of functioning, disability and health: ICF** . World Health Organisation: Geneva; 2001.

WORLD HEALTH ORGANISATION. **International classification of impairment, disability and handicap**. Geneva; 1980.

WORLD HEALTH ORGANISATION. **The uses of epidemiology in the study of the elderly**. Report of a WHO Scientific Group on the Epidemiology of Aging

ANEXOS

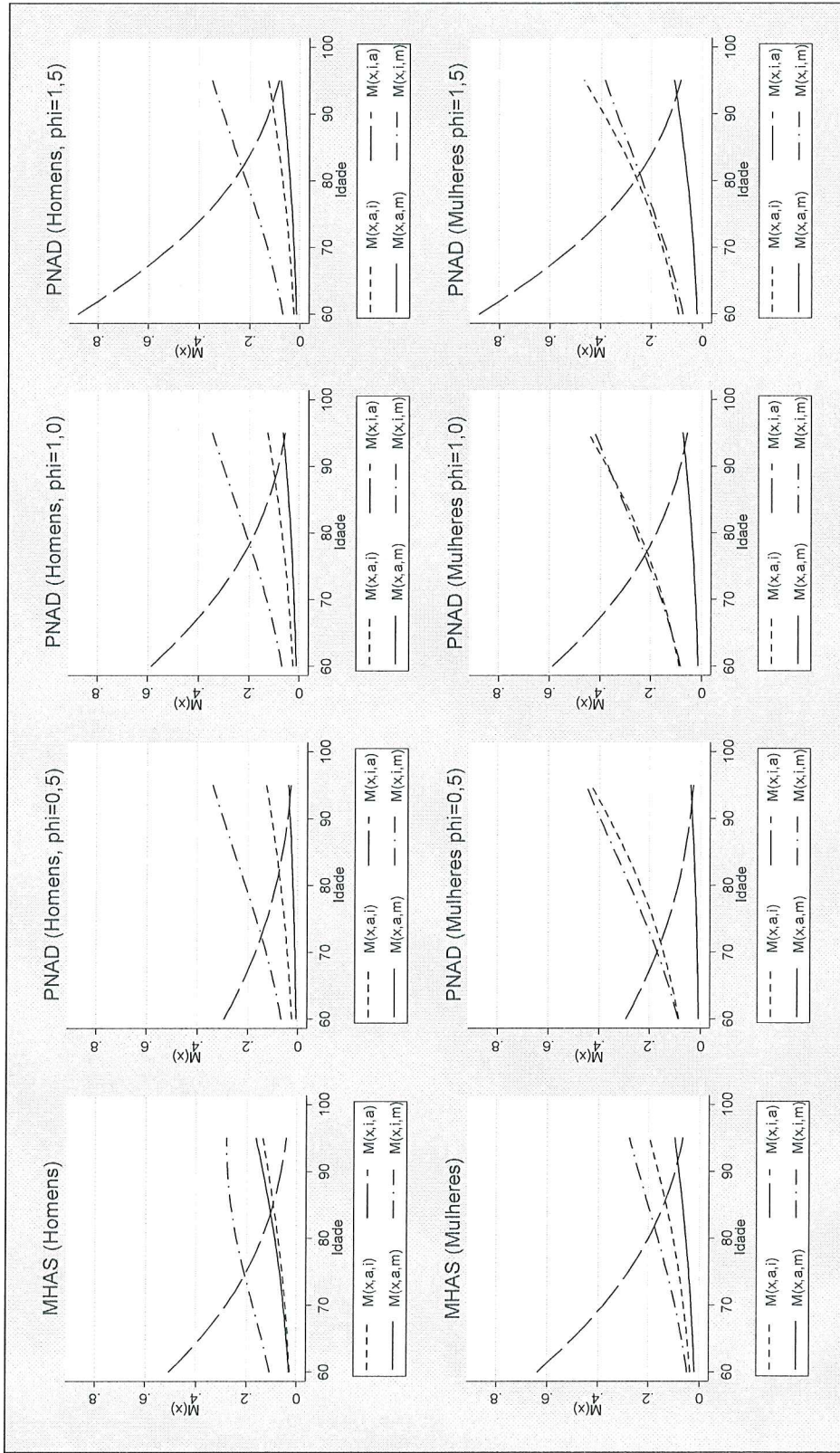
Figura 3 – Probabilidades de transição entre os estados ativo, incapacitado funcionalmente e morte, estimadas pelo modelo logístico multinomial por idade, sexo e população total, México (2001-2003) e Porto Rico (2002/2003-2006/2007)



Fonte: Mexican Health and Aging Study (2001-2003) e Puerto Rican Elderly: Health Conditions (2002/2003-2006/2007).

Nota: x - idade em anos simples; a: ativo; i: incapacitado e m: morte

FIGURA 13 – Taxas de transição de incapacidade funcional implícitas por sexo e valores fixos de ϕ , Brasil (1998, 2003 e 2008)



Fonte de dados básicos: Mexican Health and Aging Study (2001-2003), PNAD (1998, 2003, 2008)