

Diferenciais de mortalidade segundo estado marital no Município de São Paulo/Brasil: uma análise com base nos dados do Estudo SABE 2000 e 2006*

Marília Miranda Forte Gomes[♦]
Cássio Maldonado Turra^{*}
Moema Gonçalves Bueno Fígoli[♥]
Yeda A. O. Duarte[♣]
Maria Lúcia Lebrão[•]

Palavras-chave: mortalidade, idoso, estado marital, SABE.

Resumo

Este trabalho tem como objetivo analisar, para a população com 60 anos e mais residente no Município de São Paulo/Brasil, a associação entre mortalidade e estado marital, controlando por variáveis que representam condições de saúde, status socioeconômico e meio social. Para atingir o objetivo proposto, utilizaram-se os dados do Estudo SABE: Saúde, Bem-estar e Envelhecimento (SABE) realizado nos anos 2000 e 2006 e modelos de Regressão de Poisson foram estimados, levando-se em consideração a variação do tempo de risco observada entre os idosos analisados. No geral, os resultados indicam que entre os idosos paulistanos do sexo masculino, a taxa de mortalidade dos solteiros ou nunca casados é 61% maior que a taxa de mortalidade observada para os casados. Por sua vez, a separação/divórcio ou a viuvez parece elevar a chance de morte das mulheres idosas analisadas. Espera-se que este trabalho possa contribuir para um melhor entendimento dos fatores associados à sobrevivência dos idosos, além de subsidiar políticas de saúde voltadas para esse contingente populacional.

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

♦ Universidade de Brasília – UnB. mariliamfg@gmail.com

* Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR/UFMG.

♥ Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR/UFMG.

♣ Universidade de São Paulo – USP.

• Universidade de São Paulo – USP.

Diferenciais de mortalidade segundo estado marital no Município de São Paulo/Brasil: uma análise com base nos dados do Estudo SABE 2000 e 2006*

Marília Miranda Forte Gomes[♦]
Cássio Maldonado Turra^{*}
Moema Gonçalves Bueno Fígoli[♥]
Yeda A. O. Duarte^{*†}
Maria Lúcia Lebrão[•]

Introdução

As conquistas alcançadas nos níveis de mortalidade e as transformações sistemáticas vislumbradas na estrutura da mortalidade brasileira, no último século, trouxeram à tona um desconhecimento preocupante sobre o comportamento corrente e futuro da mortalidade de adultos e de idosos no país (Turra, 2007). Segundo Vaupel (1998) e Camarano *et al.* (2004), há indícios de que a mortalidade entre a população adulta e idosa pode ainda ser reduzida em todo o mundo, inclusive no Brasil. Como não se sabe exatamente o que determinará a velocidade e a magnitude dessa queda no futuro, analisar os fatores associados ao aumento da longevidade entre a população adulta e idosa se torna mais importante.

Neste contexto, alguns estudos (Berkson, 1967; Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Lillard & Panis, 1996; Lusyne, Page & Lievens, 2001; Murphy *et al.*, 2007) destacam que analisar os diferenciais de mortalidade, por estado marital, entre homens e mulheres nos diferentes grupos de idade, pode contribuir para um melhor entendimento dos fatores relacionados com a sobrevivência da população adulta e, especialmente idosa. No geral, em países desenvolvidos, os indivíduos casados apresentam maior sobrevivência quando

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

♦ Universidade de Brasília – UnB. mariliamfg@gmail.com

* Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR/UFMG.

♥ Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional – CEDEPLAR/UFMG.

* Universidade de São Paulo – USP.

• Universidade de São Paulo – USP.

comparados aos divorciados/separados, viúvos e nunca casados e essas diferenças são mais elevadas entre os homens e diminuem com o avançar da idade (Sheps, 1961; Berkson, 1967; Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Goldman & Hu, 1993; Lillard & Panis, 1996; Hemström, 1996; Cheung, 2000; Johnson *et al.*, 2000; Mostafa & Ginneken, 2000; Grundy, 2001; Brockmann & Klein, 2002; Gardner & Oswald, 2002; Manor & Eisenbach, 2003; Williams & Umberson, 2004; Stroebe, 2009).

Nos últimos 25 anos, as diferenças no risco de morte segundo estado marital têm aumentado em vários países, principalmente devido ao declínio da mortalidade entre a população casada, independentemente do seu nível socioeconômico (Martikainen *et al.*, 2005). Hu & Goldman (1990) e Goldman *et al.* (1995) ressaltam, porém, que o padrão de mortalidade entre os solteiros, viúvos e separados/divorciados não são muito claros na literatura, sobretudo ao se considerar o diferencial por sexo, e mais trabalhos ainda precisam ser realizados incluindo dados de países em desenvolvimento. Murphy *et al.* (2007) enfatizam também que, embora o tema das diferenças de mortalidade por estado marital esteja sendo extensivamente estudado, principalmente nos países desenvolvidos, ainda existem dúvidas sobre a magnitude e a direção dessas diferenças nas idades mais avançadas. Além disso, sabe-se relativamente pouco sobre as variações dos diferenciais entre países e ao longo do tempo, especialmente em grupos etários mais avançados.

O desenvolvimento de estudos que têm como foco o diferencial de mortalidade por estado marital é importante para entender melhor o padrão de mortalidade implícito em várias populações do mundo e pode ser utilizado para a formulação de hipóteses de projeção para a mortalidade adulta e idosa de um país ou região (Hu & Goldman, 1990; Martikainen *et al.*, 2005; Manzoli *et al.*, 2007). Segundo Murphy *et al.* (2007), outra razão específica para se estudar o padrão de mortalidade por estado marital são as mudanças que vêm ocorrendo na

composição atual da situação conjugal da população adulta e idosa. Essas mudanças podem gerar um efeito substancial nas mudanças esperadas a curto e longo prazo na mortalidade.

Além disso, conhecer o padrão de mortalidade dos idosos casados e não-casados pode ser importante para apoiar políticas públicas de saúde na identificação de indivíduos em risco de mortalidade, melhorando assim a assistência social e o planejamento de serviços de saúde diferenciados que têm como foco os idosos (Manzoli *et al.*, 2007). Por exemplo, políticas que têm como objetivo o acompanhamento e/ou intervenções logo após o falecimento do cônjuge são importantes para a duração da vida remanescente e podem contribuir para a qualidade da saúde física e mental dos idosos enlutados (Van den Berg *et al.*, 2006).

Tendo em vista os desafios do envelhecimento e a importância de se conhecer o padrão de mortalidade da população brasileira e de seus fatores associados, especialmente nas idades mais avançadas, este trabalho tem como objetivo analisar a associação entre mortalidade e estado marital, controlando por variáveis que representam condições de saúde (saúde auto-reportada, número de doenças crônicas e presença de incapacidades), status socioeconômico (nível de escolaridade, se tem plano privado de saúde, se tem casa própria, se faz uso de serviços de saúde e estado nutricional), meio social (frequência mediana de atenção ao idoso e participação em atividades comunitárias) e estilo de vida (hábito de fumar, uso de álcool e prática de atividades físicas). Para tanto, utilizaram-se os dados do Estudo SABE: Saúde, Bem-estar e Envelhecimento (SABE), realizado nos anos 2000 e 2006. As análises estatísticas foram realizadas com base em modelos de Regressão de Poisson, levando-se em consideração a variação do tempo de risco observada entre os idosos analisados.

Efeito protetor *versus* seletividade marital: as hipóteses que buscam explicar os diferenciais de sobrevivência entre casados e não casados

Para tentar explicar o diferencial de mortalidade por estado marital, a literatura destaca a existência de duas hipóteses. A primeira é a proteção do casamento: um conjunto de

mecanismos causais, constituído por fatores ambientais, econômicos, sociais e psicológicos, contribui para que o indivíduo casado tenha uma maior sobrevivência do que os demais (Gove, 1973; Hu & Goldman, 1990; Goldman & Hu, 1993; Goldman *et al.*, 1995; Cheung, 2000).

Frequentemente, aspectos sociais, representados principalmente pelas redes sociais e pelo suporte social, são mencionados na literatura com um dos fatores de proteção do casamento (Gove, 1973; Goldman & Hu, 1993; Hemstrom, 1996; Gardner & Oswald, 2002). Goldman *et al.* (1995) destacam que esses aspectos ligados ao meio social variam consideravelmente entre os indivíduos casados, divorciados/separados, viúvos e solteiros e podem ajudar a explicar os resultados observados entre estado marital e mortalidade.

Alguns estudos já realizados em países industrializados mostram que o risco de morte aumenta significativamente entre pessoas com relações sociais precárias (House *et al.*, 1988; Ramos, 2003; Seeman *et al.*, 2004). Kobrin & Hendershot (1977), em estudo que teve como objetivo analisar a mortalidade da população residente nos Estados Unidos, segundo diferentes tipos de arranjos familiares, observaram que os indivíduos casados, por terem uma maior integração social, apresentaram menor mortalidade do que os não casados. Entre os não casados, os autores destacam que aqueles que são chefes de família (considerados, assim, com ‘alto status social’) possuem uma sobrevivência maior do que aqueles que não são (por exemplo, mulheres viúvas que vivem com outros familiares e são dependentes dos mesmos) ou que têm poucos laços sociais (por exemplo, homens que vivem sozinhos e idosos que não participam de atividades comunitárias). Neste sentido, Gove (1973) sugere que as menores taxas de mortalidade observadas entre os casados podem, então, ser atribuídas parcialmente ao status psicossocial do casamento na sociedade e ao maior isolamento social dos indivíduos não casados.

Goldman & Hu (1993), Goldman *et al.* (1995), Hemstrom (1996) e Gardner & Oswald (2002) argumentam que as redes sociais e de suporte social são mais acessíveis e mais sólidas para as pessoas casadas. Em comparação com os não casados, os casados apresentam um número maior de membros na família (incluindo os filhos), são mais suscetíveis de ter um confidente íntimo (ou seja, o cônjuge) que oferece apoio emocional e instrumental e são mais propensos a ter parentes (especialmente filhos) e amigos próximos que impõem restrições sobre o seu estilo de vida, especialmente no que diz respeito a comportamentos que colocam em risco a sua saúde e, conseqüentemente, a sua sobrevivência (tais como maus hábitos alimentares, uso de drogas, beber ou fumar e não praticar exercícios físicos). Os autores acrescentam que o aumento das redes sociais e do suporte social advindo com o casamento pode ainda facilitar o acesso a informações de saúde e serviços médicos e age como um mecanismo de defesa em situações estressantes. Gardner & Oswald (2002) e Ramos (2003) destacam que esses efeitos benéficos das relações sociais sobre a saúde e a sobrevivência podem ser ainda mais significativos para os idosos.

Outros mecanismos, que não apenas ligados a aspectos sociais, mas, também, a questões econômicas, são tidos na literatura como fatores de proteção do casamento (Goldman & Hu, 1993; Lillard & Waite, 1995; Ebrahim *et al.*, 1995; Goldman *et al.*, 1995; Lillard & Panis, 1996; Murphy *et al.*, 2007). No geral, os indivíduos casados tendem a ter maiores recursos econômicos do que os não casados. Além disso, mulheres casadas se beneficiam financeiramente da renda dos seus maridos e os homens casados se beneficiam financeiramente das economias de escala associadas ao casamento e da capacidade de gestão das tarefas domésticas pelas suas esposas (Lillard & Waite, 1995; Lillard & Panis, 1996; Gardner & Oswald, 2002).

Neste contexto, Hahn (1993) e Goldman *et al.* (1995) salientam que um conjunto de aquisições conjugais (como casa própria e seguros privados de saúde) é considerado de

especial relevância para as hipóteses sobre o papel mediador das questões econômicas na relação entre estado marital e mortalidade, especialmente para as mulheres, e, sempre que possível, devem ser incluídos nos modelos que têm como objetivo analisar a sobrevivência dos indivíduos por estado marital.

A segunda hipótese é baseada na premissa de que o casamento é seletivo, elegendo assim os indivíduos mais saudáveis tanto física quanto psicologicamente. Acredita-se que esses indivíduos têm maior facilidade para encontrar um parceiro(a) e conseguem manter o relacionamento por mais tempo. Conhecida, também, como seleção positiva, essa hipótese se aplica igualmente ao recasamento (Sheps, 1961; Hu & Goldman, 1990; Gardner & Oswald, 2002).

De um modo geral, os defensores da hipótese de seleção argumentam que as condições de saúde e os atributos relacionados com a saúde (por exemplo, o rendimento, a aparência física, a estabilidade emocional e comportamentos de risco como tabagismo e consumo excessivo de álcool) determinam o estado marital, em primeiro lugar. Assim, a mortalidade comumente observada em excesso entre os solteiros, portanto, reflete um viés de seleção: indivíduos com melhores condições de saúde tendem a se casar com maior frequência, enquanto aqueles com saúde mais vulnerável são ‘menos atrativos’ e têm dificuldades de encontrar um parceiro(a) e manter um relacionamento mais duradouro. Além disso, há uma tendência maior de viúvos e/ou divorciados/separados que apresentam melhores condições de saúde se casarem novamente, permanecendo nesses grupos os que apresentam uma saúde mais vulnerável (Sheps, 1961; Goldman, 1993; Goldman & Hu, 1993; Hemstrom, 1996; Cheung, 2000).

No entanto, Lillard & Panis (1996) ressaltam que, se o casamento tem um efeito protetor, então as pessoas que possuem saúde ruim ou maiores riscos de mortalidade têm um incentivo a mais para casar e ganhar proteção. Isto significa que a seleção adversa para o

casamento também é teoricamente possível e não, somente, a seleção positiva, como se costuma argumentar.

Muitos pesquisadores da área acreditam na combinação dessas duas hipóteses para explicar os diferenciais de mortalidade e saúde por estado conjugal, embora alguns defendam que mecanismos causais são provavelmente mais importantes do que fatores de seleção para esclarecer as altas taxas de mortalidade e a saúde vulnerável entre as pessoas não casadas (Hu & Goldman, 1990; Goldman & Hu, 1993; Goldman *et al.*, 1995; Cheung, 2000; Murray, 2000). Gove (1973), Martikainen (1995) e Hemstrom (1996) salientam que alguns dos aspectos de proteção do casamento, como a paternidade/maternidade ou o suporte social, podem, também, estar ligados aos mecanismos de seleção de saúde. Ebrahim *et al.* (1995), Goldman *et al.* (1995), Lillard & Waite (1995), Cheung (2000) e Johnson *et al.* (2000) enfatizam, ainda, que aspectos socioeconômicos (tais como, nível de escolaridade e/ou renda) devem ser levados em consideração ao se analisar a relação entre estado marital e mortalidade, uma vez que eles podem atuar como fatores de confundimento. Murphy *et al.* (2007) acrescenta que o risco de morte e as condições de saúde entre casados e não casados podem variar no tempo, dentro do próprio país e por coorte de nascimento.

Em um estudo realizado para o Japão, por exemplo, Goldman & Hu (1993) mostram que tanto mecanismos de seleção quanto de proteção são importantes para analisar o diferencial de mortalidade e de saúde por estado marital nesse país. Os resultados desse estudo indicam que a alta mortalidade experimentada pelos não casados, em especial pelos solteiros, pode ser explicada pela importância de se ter boa saúde para poder casar no Japão. Isto porque o sistema tradicional japonês de ‘casamentos arranjados’ faz com que os mecanismos de seleção sejam variáveis importantes para explicar as diferenças observadas na saúde e na longevidade, segundo estado marital no país. Contudo, os autores salientam que, como os ‘casamentos arranjados’ estão dando lugar aos ‘casamentos de amor’, esse excesso

de mortalidade tende a diminuir ao longo do tempo e fatores de proteção poderão operar com mais intensidade. Desse modo, os autores concluem que é muito difícil estabelecer a importância relativa dos fatores de seleção ou de proteção para explicar os diferenciais de mortalidade segundo estado marital.

Aspectos metodológicos

Fonte de dados

Para atingir o objetivo proposto neste trabalho foi utilizada a base de dados do Estudo SABE: Saúde, Bem-estar e Envelhecimento, levado a campo pela primeira vez no ano de 2000 nos principais centros urbanos de sete países da América Latina e Caribe¹. Esse estudo foi desenvolvido pela Organização Pan-Americana de Saúde, em convênio interagencial integrado pela Comissão Econômica para América Latina e o Caribe (CEPAL), o Fundo de População das Nações Unidas (FNUAP), o Programa de Envelhecimento das Nações Unidas, a Organização Internacional do Trabalho (OIT) e o Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), contando ainda com a colaboração de diferentes países que fizeram parte do estudo (Lebrão & Laurenti, 2005).

O Estudo SABE teve como objetivo traçar as condições de vida e saúde das pessoas com 60 anos e mais das localidades em estudo. A base de dados contém informações sobre: características demográficas gerais e da família; autorrelato de saúde e doenças crônicas; medidas antropométricas, de incapacidade funcional, de depressão e de estado cognitivo; uso e acesso a serviços de saúde; características da moradia; transferências familiares e institucionais; história laboral e fontes de ingresso (Lebrão & Laurenti, 2005; Lebrão & Duarte, 2008; Lebrão *et al.*, 2008).

¹ Bridgetown (Barbados); Buenos Aires (Argentina); São Paulo (Brasil); Santiago (Chile); Havana (Cuba); Cidade do México (México) e Montevideú (Uruguai).

No Brasil, o SABE foi realizado no Município de São Paulo, com base em uma amostra representativa da população urbana de 60 anos e mais. Essa amostra foi composta por duas partes: na primeira foram entrevistados 1.568 idosos com base em uma amostra probabilística. Já a segunda parte é constituída por 575 entrevistas de idosos residentes nos distritos em que se realizou a primeira parte e corresponde ao acréscimo efetuado para compensar a mortalidade na população de maiores de 75 anos e completar o número desejado de entrevistas nesta faixa etária . Ao final, 2.143 idosos, não institucionalizados, foram entrevistados entre outubro de 1999 e dezembro de 2000 (Lebrão & Laurenti, 2005; Lebrão & Duarte, 2008).

Passados seis anos da primeira coleta de dados, propôs-se a continuidade desse estudo no Município de São Paulo, transformando-o em um estudo longitudinal (Lebrão & Duarte, 2008; Lebrão *et al.*, 2008). O questionário empregado na coleta de 2006 resultou de uma revisão do questionário original aplicado em 2000, tendo sido alteradas algumas questões cujas respostas não foram satisfatórias. Acrescentaram-se, também, questões e instrumentos para contribuir com informações complementares aos objetivos propostos no estudo (Lebrão & Duarte, 2008; Lebrão *et al.*, 2008). No geral, o instrumento de coleta de dados é composto por 11 blocos temáticos: informações pessoais, avaliação cognitiva, estado de saúde, estado funcional, medicamentos, uso e acesso a serviços, rede de apoio familiar e social, história de trabalho e fontes de receita, características da moradia, dados antropométricos, mobilidade e flexibilidade.

Entre os 2.143 idosos que participaram da primeira rodada do estudo, 1.115 foram reentrevistados entre julho de 2006 e dezembro de 2007. A diferença, entre o número de entrevistados em 2000 e 2006 (ou seja, 1.028 entrevistas), foi composta por óbitos (649), institucionalizações (11), mudanças (51), idosos não encontrados (139) e recusas (178). Com base nesse estado final na segunda etapa do Estudo SABE, determinou-se a condição de

sobrevivência de cada idoso. Os idosos que foram reentrevistados em 2006 e os que faleceram no período analisado foram classificados, de maneira automática, como sobrevivente e óbito, respectivamente (TAB. 1).

TABELA 1. Situação final da amostra do Estudo SABE e estado final considerado nas análises propostas. Município de São Paulo, 2000-2006

Estado final em 2006	Número de idosos	%	Estado final considerado na análise
Reentrevistado	1.115	52,0%	Sobrevivente
Óbito	649	30,3%	Óbito
Não localizado	139	6,5%	<i>Missing</i>
Mudança outro município	51	2,4%	Sobrevivente
Institucionalizado	11	0,5%	Sobrevivente
Recusa	178	8,3%	Sobrevivente
Total	2.143	100%	

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Outro grupo de idosos classificados como sobreviventes na amostra final analisada foi composto por aqueles que já não residiam no município de São Paulo. Segundo a TAB. 1, da amostra original, 2,4% dos idosos que foram entrevistados pela primeira vez em 2000, haviam sido localizados, mas se mudaram para outros municípios no momento que a segunda etapa da coleta de dados foi a campo. Esses idosos só não foram reentrevistados em 2006, porque o Estudo SABE tem como foco apenas os idosos residentes no município de São Paulo (Lebrão *et al.*, 2008).

Tendo em vista que os idosos institucionalizados foram encontrados, mas não entrevistados novamente, porque o estudo não inclui a população residente em asilos ou casas de repouso, o referido grupo também foi considerado nas análises como sobreviventes. Adicionalmente, os 178 idosos que foram localizados em 2006, mas se recusaram em participar da continuidade do estudo, foram classificados igualmente como sobreviventes.

Apesar de todos os esforços no sentido de acompanhar a maior quantidade possível de participantes, 139 idosos, ou 6,5%, não foram encontrados. Como não é possível determinar se esses idosos estavam vivos quando a pesquisa foi a campo pela segunda vez, ou se morreram no período analisado, eles foram classificados como *missing*. Vale comentar que em estudos internacionais já realizados e que tiveram como objetivo a análise de fatores

associados à mortalidade de idosos utilizando dados longitudinais, pareados ou de painel, o percentual de *missing* também variou entre 5% e 10% e foi considerado aceitável para estudos desse tipo (Liu *et al.*, 1998; Johnson *et al.*, 2000; Lusyne *et al.*, 2001; Turra & Goldman, 2007).

Com base nas classificações realizadas, ao final foram considerados na amostra analisada, 1.355 idosos sobreviventes e 649 óbitos, totalizando 2.004 idosos.

Variáveis selecionadas

A escolha das variáveis explicativas teve como base as duas hipóteses consideradas pela literatura como explicativas para o diferencial de mortalidade por estado marital: efeito protetor e seletividade do casamento. Alguns pesquisadores da área, como Goldman, Korenman & Weinstein (1995), Ebrahim *et al.* (1995), Lillard & Waite (1995), Johnson *et al.* (2000) e Murphy *et al.* (2007) acreditam que esses diferenciais podem ser uma combinação das duas hipóteses e salientam que tanto fatores demográficos, sociais e econômicos quanto aspectos de saúde devem ser levados em consideração nos modelos que tentam explicar o padrão de mortalidade por estado marital, sobretudo nas idades mais avançadas.

Cabe ressaltar que todas as variáveis explicativas consideradas, exceto idade, referem-se a informações declaradas pelo idoso em 2000 na primeira entrevista (*baseline*). Dessa forma, toda a análise foi realizada sob o pressuposto de que essas características se mantiveram constantes até o momento da morte ou até a data da segunda entrevista realizada em 2006. Além disso, uma análise descritiva prévia foi realizada com todas as variáveis selecionadas buscando uma melhor categorização das mesmas e níveis elevados de casos *missing*. As variáveis que apresentaram *missing* acima de 8% não foram consideradas na

análise, pois prejudicariam a estimação dos modelos, dado o tamanho da amostra². Isso aconteceu com algumas variáveis importantes, tais como: altura e peso (11,6% de missing), que permitiriam calcular o Índice de Massa Corporal (IMC), importante indicador do estado nutricional dos idosos e a quantidade de anos que deixou de fumar (29,7% de *missing*), para diferenciar melhor o risco de morte dos idosos ex-fumantes dos que nunca fumaram.

Ao final, foram selecionadas 15 variáveis, acreditando-se serem as mais pertinentes e comumente utilizadas pela literatura para analisar a relação entre mortalidade e estado marital. A descrição dessas variáveis e as respectivas categorias são apresentadas no QUAD. 1.

² Geralmente quando uma variável apresenta quantidade de missing acima de 8-10%, ela pode prejudicar as estimativas dos modelos, especialmente pelo peso que causaria na relação entre o número de variáveis e o tamanho da amostra (Campos, 2009). Vale ressaltar que esse valor é arbitrário e depende da grandeza da amostra que esta sendo analisada. Assim sendo, tendo em vista outros trabalhos já realizados com os dados do Estudo SABE (por exemplo, Campos (2009)), o tamanho da amostra final analisada e o objetivo deste trabalho, considerou-se que toda variável explicativa que apresentasse valores de não-resposta acima de 8% não faria parte das análises.

QUADRO 1. Variáveis explicativas selecionadas para analisar a relação entre mortalidade e estado marital da população idosa residente no município de São Paulo – SABE 2000

Variável	Descrição*	Categorização
<i>Estado Marital</i>	Situação conjugal (A13a, A15, A16)	Casado Divorciado/Separado Viúvo Solteiro
<i>Grupos de idade</i>	Ano de nascimento (A1a) Ano do óbito (dtobito) Ano da primeira entrevista (entrev_ANO1) Ano da segunda entrevista (entrev_ANO2)	60 a 69 anos (sexagenários) 70 a 79 anos (septuagenários) 80 anos e mais
<i>Nível de escolaridade</i>	Número de anos de estudo (A5a, A5b, A6)	Nenhum 1 a 7 anos 8 anos e mais
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>	Que tipo de seguro de saúde o(a) sr(a) tem? (F1)	Sim Não
<i>Tem casa própria?</i>	Esta casa é: (J2)	Sim Não
<i>Uso de serviços de saúde</i>	Durante os últimos 12 meses, onde o(a) sr(a) foi quando se sentiu doente ou quando precisou fazer uma consulta de saúde? (F3)	Usou Não usou
<i>Estado nutricional</i>	Com relação a seu estado nutricional o(a) sr(a) se considera bem nutrido? (C22i)	Bem nutrido Não está bem nutrido
<i>Índice de frequência mediana de atenção ao idoso</i>	Frequência mediana de atenção ao idoso (Seção G)	Infrequente Pouco frequente Frequente Muito frequente Constante
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>	Durante o último ano, o sr. Prestou algum serviço de forma voluntária ou gratuita para alguma organização da sua comunidade? (G55)	Não participou Participou
<i>Saúde auto-reportada</i>	O(a) sr(a) diria que sua saúde é excelente, muito boa, boa, regular ou má? (C1)	Excelente/Muito boa/Boa Regular/Ruim
<i>Número de doenças crônicas</i>	Alguma vez um médico ou enfermeiro lhe disse que o sr(a) tem: hipertensão, diabetes, câncer, doença crônica do pulmão, problemas cardíacos, derrame, reumatismo/artrite? (C4 a C10)	Nenhuma Uma ou duas Três ou mais
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>	Estado funcional (D11, D13a até D25a)	Nenhuma Pelo menos uma
<i>Hábito de fumar</i>	O(a) sr(a) tem ou teve o hábito de fumar? (C24)	Fuma atualmente Já fumou mais não fuma mais Nunca fumou
<i>Uso de álcool</i>	Nos últimos três meses, em média, quantos dias por semana tomou bebida alcoólica? (C23) Nos últimos três meses, nos dias em que tomou bebida alcoólica, foram quantos copos, em média, por dia? (C23a)	Não faz uso Faz uso
<i>Prática de atividade física</i>	Nos últimos 12 meses, tem feito exercícios ou realizado atividades físicas vigorosas regularmente, 3 vezes por semana? (C25a)	Sim Não

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *Os códigos em parênteses na descrição das variáveis se referem à identificação da variável no banco de dados do Estudo SABE.

Modelagens propostas

Para analisar a sobrevivência dos idosos, segundo estado marital, foram utilizados modelos de regressão de Poisson que levam em consideração nas suas estimativas o tempo de exposição ao risco de morte (pessoas-ano) e as variáveis explicativas selecionadas. Tendo em vista que o tempo de exposição ao risco de morte não é o mesmo para cada idoso da amostra, primeiramente calculou-se o número de pessoas-ano, ou seja, o número de anos vividos por todos os idosos da amostra desde o momento em que foram entrevistados pela primeira vez, em 2000, até o momento da sua morte ou até a data da segunda entrevista realizada em 2006. Para tanto, utilizou-se a função *split* do programa STATA 9.0 que transforma cada indivíduo em um número de pseudo-indivíduos igual ao número de anos que estiveram expostos ao risco de morrer. Por exemplo, uma idosa, independente do seu estado marital, foi entrevistada em 2000 quando tinha 63 anos e faleceu aos 68 anos de idade. Para o cálculo do tempo que essa idosa esteve exposto ao risco de morrer, a função *split* criou 6 pseudo-indivíduos para representar a trajetória dessa idosa entre essas idades. Já para outra idosa que foi entrevistada pela primeira vez aos 60 anos e, pela segunda vez, aos 66 anos, a função *split* criou 7 pseudo-indivíduos para representar a sua trajetória. Desta forma, foi possível contabilizar a contribuição exata de cada idoso da amostra final analisada para o tempo total de exposição ao risco em estudo (Pérez, 2010).

Uma vez calculado o número de pessoas-ano, modelos de Regressão de Poisson foram utilizados para estimar o número esperado de mortes durante o período 2000-2006 como uma função do tempo de exposição ao risco de morte e das variáveis explicativas selecionadas (EQ. 1):

$$\log E(Y) = \log(T) + \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p \quad (1)$$

Onde:

$E(Y)$: é o número esperado de óbitos;

X_1, X_2, \dots, X_p : são as variáveis explicativas consideradas no modelo;

β_0 : é o intercepto;

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$: são os coeficientes da regressão que representam os efeitos das variáveis explicativas. Por exemplo, β_1 mede a variação para cada mudança unitária em X_1 , mantida todas as outras variáveis (X_2, \dots, X_p) constantes;

e^β : razão entre as taxas de mortalidade das categorias de uma variável em relação à categoria de referência;

T : é o tempo total de exposição ao risco de morte;

$\log(T)$: é uma variável explicativa com coeficiente fixo e igual a um.

Primeiramente, investigou-se isoladamente a relação entre cada variável explicativa e a variável resposta ou dependente, representada pela condição de sobrevivência dos idosos (sobrevivente ou óbito). Nessas análises univariadas, as variáveis explicativas que apresentaram probabilidade de significância (p-valor) inferior a 0,20 foram consideradas elegíveis para compor os modelos de regressão de Poisson multivariados. Segundo alguns autores (Hosmer & Lemeshow, 1989; Katz, 2006; Paes, 2010), esse procedimento é uma boa alternativa para evitar que variáveis explicativas importantes sejam excluídas ou que variáveis de confusão sejam incluídas no modelo multivariado.

Posteriormente, três modelos multivariados foram estimados, para homens e mulheres separadamente (QUAD. 2). Tendo em vista o objetivo deste trabalho, as variáveis ‘estado marital’ e ‘idade’ foram mantidas em todos os modelos multivariados, independente da sua significância estatística. No primeiro modelo, além do estado marital e da idade, são acrescentadas as variáveis que representam condições de saúde dos idosos. Na sequência são adicionados os aspectos econômicos e sociais. Por fim, o Modelo 3 representa o modelo completo e nele são consideradas tanto as variáveis sócio-econômicas, como as de saúde e de estilo de vida. Interações não foram incluídas no modelo – como, por exemplo, o efeito do estado marital sobre a mortalidade por idade – devido ao tamanho da amostra.

QUADRO 2. Sequência de modelos multivariados estimados para a análise dos diferenciais de mortalidade por estado marital

Variáveis explicativas	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
<i>Estado marital</i>	X	X	X
<i>Idade</i>	X	X	X
<i>Condições de saúde</i>	X	X	X
<i>Status socioeconômico</i>		X	X
<i>Meio social</i>		X	X
<i>Estilo de vida</i>			X

Fonte: Elaboração própria.

Vale lembrar que, nos modelos multivariados, foram agregados apenas aqueles fatores associados a cada bloco (condições de saúde, status socioeconômico, meio social e estilo de vida) que se revelaram estatisticamente significativos na análise univariada para homens e mulheres. Adicionalmente, para detectar uma possível existência de multicolinearidade (existência de dependência linear perfeita ou aproximada entre pelo menos duas variáveis explicativas) em cada um dos modelos apresentados no QUAD. 2, analisou-se a matriz de correlação entre os pares de coeficientes estimados (não entre as variáveis explicativas). Nessas matrizes, correlações elevadas (geralmente superiores a 0,80-0,85) indicam possível problema de colinearidade (Hamilton, 2006). Desse modo, para cada modelo estimado, as respectivas matrizes foram analisadas e não foram detectados problemas desse tipo. Ressalta-se que, para avaliar também possíveis problemas de multicolinearidade, foram estimados modelos alternativos de qualidade de ajuste semelhante e não foram observados valores díspares (até no sinal) nos coeficientes estimados para as mesmas variáveis, corroborando com o que já tinha sido observado nas matrizes de correlação.

Ponderação da amostra

A base da amostra final do Estudo SABE é constituída por uma amostra probabilística complexa obtida em dois estágios de seleção: setores censitários (unidade primária de amostragem – UPA), sorteados mediante amostragem por conglomerados sob o critério de probabilidade proporcional ao número de domicílios e seleção aleatória dos domicílios (Silva, 2003; Lebrão *et al.*, 2008). Além disso, os pesos finais foram ajustados levando-se em consideração o acréscimo de 575 idosos com 75 anos ou mais e a composição da população segundo faixa etária e sexo.

Nesse processo de amostragem, Silva (2003) destaca que há variabilidade entre o número de entrevistas alcançadas em cada setor e entre os resultados estimados para algumas variáveis sociodemográficas. Assim, não levar em consideração o delineamento amostral da pesquisa pode gerar alterações importantes (vícios e/ou perda de precisão) que modificarão as inferências elaboradas a partir dos dados da amostra do Estudo SABE.

Seguindo então a recomendação de Silva (2003), não só os valores do peso final, como também o plano amostral delineado para o Estudo SABE, foram considerados no cálculo das estimativas dos modelos apresentados neste trabalho. Para tanto, utilizaram-se rotinas específicas para o tratamento de dados provenientes de amostras complexas disponíveis no programa STATA 9.0. Nesse sentido, o comando utilizado foi *svyset psu* (unidade primária de estratificação representada pela variável setor) [*pweight* = fator de expansão da amostra representada pela variável *pmf*].

Resultados

Para os idosos do sexo masculino (TAB. 2), verifica-se que ser solteiro se manteve como um fator independentemente associado com a mortalidade, ao considerar na análise as variáveis que representam condições de saúde, aspectos econômicos e sociais e de estilo de vida. No modelo completo (Modelo 3), por exemplo, a taxa de mortalidade dos idosos solteiros é 61% maior que a taxa de mortalidade observada para os casados ($p < 0,05$). No entanto, para o mesmo modelo, ao contrário do que foi observado em outros estudos, verificou-se uma associação negativa e significativa entre mortalidade e ser divorciado/separado. Parcialmente, esse resultado pode ser explicado pelas características da própria amostra, ou por uma seletividade, ou, ainda, porque, mesmo divorciado/separado, esses idosos ainda levam consigo benefícios adquiridos com o casamento e por isso apresentam menor mortalidade em relação aos casados.

Já entre as mulheres (TAB. 3), para todos os modelos, observa-se uma associação positiva e significativa entre mortalidade e ser divorciada/separada ou viúva. Assim como para os homens solteiros, à medida que variáveis de saúde, de status social e econômico e de estilo de vida foram sendo adicionadas aos modelos, observaram-se mudanças no p-valor e alterações, mesmo que modestas, nas razões entre as taxas de mortalidade de divorciadas/separadas e viúvas em relação às casadas, indicando que o efeito do estado marital sobre a mortalidade das idosas pode ser parcialmente explicado por essas variáveis. No Modelo 1, ao considerar apenas as condições de saúde, a taxa de mortalidade das mulheres divorciadas/separadas foi 93% ($p < 0,05$) maior que a taxa estimada para as mulheres casadas. Ao adicionar características econômicas/sociais e, depois, de estilo de vida, esse percentual foi de 71% ($p < 0,10$) e 82% ($p < 0,05$), respectivamente. Os resultados vislumbrados para as idosas viúvas, em parte, podem ser explicados pela idade, cuja estrutura etária é mais envelhecida do que as observadas para os demais estados maritais.

TABELA 2. Resultado dos modelos multivariados estimados para a análise dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital. Homens. Município de São Paulo, 2000-2006

Variáveis	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo reduzido		
	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor
<i>Estado marital</i>												
Casado	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Divorciado/Separado	-0,486	0,615	0,191	-0,555	0,574	0,122	-0,646	0,524	0,046 **	-0,626	0,535	0,053 **
Viúvo	0,172	1,187	0,386	0,170	1,185	0,389	0,151	1,163	0,444	0,128	1,136	0,499
Solteiro	0,546	1,726	0,036 **	0,463	1,589	0,082 ***	0,478	1,613	0,045 **	0,510	1,665	0,034 **
<i>Grupos de idade</i>												
60 a 69	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
70 a 79	0,538	1,713	0,011	0,523	1,687	0,012 *	0,573	1,774	0,004 *	0,588	1,800	0,002 *
80 e mais	1,274	3,576	<0,001 *	1,225	3,405	<0,001 *	1,299	3,667	<0,001 *	1,342	3,828	<0,001 *
<i>Condições de saúde</i>												
<i>Saúde auto-reportada</i>												
Excelente/Muito boa/Boa	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Regular/Ruim	0,291	1,337	0,046 **	0,220	1,246	0,133	0,207	1,231	0,152			
<i>Número de doenças crônicas</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Uma ou duas	0,579	1,785	0,004 *	0,596	1,816	0,002 *	0,596	1,815	0,002 *	0,625	1,868	0,002 *
Três ou mais	0,575	1,777	0,016 **	0,586	1,797	0,013 *	0,653	1,921	0,006 *	0,712	2,039	0,004 *
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Pelo menos uma	0,477	1,611	0,003 *	0,398	1,489	0,007 *	0,313	1,367	0,037 **	0,356	1,427	0,017 *
<i>Status socioeconômico</i>												
<i>Nível de escolaridade</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
1 a 7 anos				-0,066	0,936	0,667	0,017	1,017	0,909			
8 anos ou mais				-0,227	0,797	0,457	-0,115	0,891	0,701			
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>												
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não				0,320	1,378	0,161	0,202	1,223	0,395	0,263	1,301	0,212
<i>Uso de serviços de saúde</i>												
Usou	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não usou				-0,015	0,985	0,932	0,022	1,022	0,900			
<i>Meio social</i>												
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>												
Não participou	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Participou				-0,444	0,642	0,019 **	-0,289	0,749	0,150	-0,285	0,752	0,142
<i>Estilo de vida</i>												
<i>Hábito de fumar</i>												
Fuma atualmente	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Já fumou, mas não fuma mais							-0,674	0,510	<0,001 *	-0,653	0,520	<0,001 *
Nunca fumou							-0,721	0,486	0,002 *	-0,700	0,496	0,002 *
<i>Uso de álcool</i>												
Não faz uso	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Faz uso							-0,143	0,867	0,334			
<i>Prática de atividade física</i>												
Sim	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não							0,407	1,502	0,021 **	0,448	1,566	0,010 *
<i>Tamanho da amostra</i>												
Constante	-4,19		<0,001 *	-4,17		<0,001 *	-3,95		<0,001 *	-4,04		<0,001 *
Valor de F	16,77			10,66			13,69			17,96		
valor de p	<0,001			<0,001			<0,001			<0,001		

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: *p-valor<0,01 **p-valor<0,05 ***p-valor<0,10.

RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.

TABELA 3. Resultado dos modelos multivariados estimados para a análise dos fatores associados à relação entre mortalidade e estado marital. Mulheres. Município de São Paulo, 2000-2006

Variáveis	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo reduzido		
	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor	Coefficiente	RTM	p-valor
<i>Estado marital</i>												
Casado	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Divorciado/Separado	0,659	1,933	0,018 **	0,540	1,716	0,069 ***	0,598	1,819	0,042 **	0,649	1,913	0,022 **
Viúvo	0,392	1,480	0,024 **	0,333	1,395	0,055 **	0,303	1,354	0,085 ***	0,350	1,418	0,052 **
Solteiro	0,010	1,010	0,968	0,046	1,047	0,864	0,048	1,049	0,857	0,039	1,040	0,884
<i>Grupos de idade</i>												
60 a 69	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
70 a 79	0,517	1,676	0,020 **	0,430	1,537	0,053 **	0,421	1,524	0,059 ***	0,470	1,601	0,029 **
80 e mais	1,469	4,344	<0,001 *	1,409	4,090	<0,001 *	1,321	3,745	<0,001 *	1,304	3,684	<0,001 *
<i>Condições de saúde</i>												
<i>Saúde auto-reportada</i>												
Excelente/Muito boa/Boa	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Regular/Ruim	0,037	1,038	0,831	-0,034	0,967	0,855	-0,111	0,895	0,565			
<i>Número de doenças crônicas</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Uma ou duas	0,741	2,098	0,002 *	0,774	2,169	0,002 *	0,777	2,176	0,002 *	0,734	2,084	0,003 *
Três ou mais	0,912	2,488	0,001 *	0,981	2,666	0,001 *	0,928	2,530	0,001 *	0,894	2,444	0,001 *
<i>Presença de incapacidade (ABVD)</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Pelo menos uma	0,594	1,812	<0,001 *	0,508	1,662	0,001 *	0,438	1,550	0,002 *	0,450	1,569	0,001 *
<i>Status socioeconômico</i>												
<i>Nível de escolaridade</i>												
Nenhuma	-	1,000		-	1,000		-	1,000		-	1,000	
1 a 7 anos				-0,249	0,779	0,107 ***	-0,205	0,814	0,194	-0,243	0,784	0,120
8 anos ou mais				-0,275	0,760	0,365	-0,150	0,861	0,621	-0,296	0,744	0,284
<i>Tem seguro/plano privado de saúde?</i>												
Sim				-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não				0,072	1,075	0,608	0,066	1,068	0,631			
<i>Tem casa própria?</i>												
Sim				-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não				0,246	1,279	0,132	0,234	1,264	0,163			
<i>Estado nutricional</i>												
Bem nutrido				-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Não está bem nutrido				0,312	1,366	0,145	0,279	1,322	0,180			
<i>Meio social</i>												
<i>Teve participação comunitária no último ano?</i>												
Não participou				-	1,000		-	1,000		-	1,000	
Participou				-0,600	0,549	0,004 *	-0,589	0,555	0,005 *	-0,614	0,541	0,003 *
<i>Estilo de vida</i>												
<i>Uso de álcool</i>												
Não faz uso							-	1,000				
Faz uso							-0,388	0,678	0,075 ***			
<i>Prática de atividade física</i>												
Sim							-	1,000		-	1,000	
Não							0,731	2,078	0,003 *	0,762	2,143	0,002 *
<i>Tamanho da amostra</i>												
Constante	1,083			1,044			1,041			1,076		
Valor de F	-5,26	18,34	<0,001 *	-4,95	13,70	<0,001 *	-5,42	13,45	<0,001 *	-5,41	16,71	<0,001 *
valor de p			<0,001			<0,001			<0,001			<0,001

Fonte: Estudo SABE 2000-2006.

Nota: *p-valor<0,01 **p-valor<0,05 ***p-valor<0,10.

RTM = Razão entre as Taxas de Mortalidade.

Conforme esperado, tanto para homens quanto para as mulheres, observa-se uma associação positiva e significativa entre mortalidade e grupos de idade, tendo como referência os idosos sexagenários. Com base nas TAB. 2 e 3, nota-se, também, que os idosos que reportaram saúde como regular ou ruim, que declararam ter maior número de doenças crônicas diagnosticadas por médico e que possuem alguma dificuldade para realizar atividades básicas da vida diária, tendem a apresentar maior prevalência de óbitos quando comparados aos mais saudáveis. Contudo, a auto-avaliação de saúde deixa de ser significativa quando variáveis econômicas, sociais e de estilo de vida são consideradas na análise

multivariada para os homens e não é estatisticamente importante em nenhum dos modelos estimados para as mulheres.

No que diz respeito aos fatores relacionados ao meio sócio-econômico, os resultados indicam que os idosos com condições econômicas e sociais favoráveis tendem a apresentar menores taxas de mortalidade do que os menos favoráveis. Todavia, os fatores econômicos parecem ter pouca associação com os riscos de mortalidade entre homens de 60 anos e mais (TAB. 2) e, entre as mulheres (TAB. 3), a variável educação é apenas marginalmente significativa quando características relacionadas ao estilo de vida não são consideradas no modelo. Por outro lado, a variável que representa o ‘meio social’ foi significativamente relacionada com a mortalidade dos idosos em estudo, especialmente no Modelo 2. Os resultados indicam que a taxa de mortalidade dos que não participam de atividades comunitárias, com relação aos que participam, foi 55% e 82% maior para homens e mulheres, respectivamente.

Por fim, idosos do sexo masculino que não faziam uso de tabaco no momento da pesquisa e que praticavam atividade física regularmente apresentaram maior sobrevivência (TAB. 2). Para as mulheres com 60 anos e mais que não praticavam atividades físicas, a taxa de mortalidade foi duas vezes maior do que a daquelas que praticavam (TAB. 3). O fato de homens e mulheres que fazem uso de álcool terem apresentado menores taxas de mortalidade do que aqueles idosos que não consomem bebida alcoólica pode estar relacionado com o volume e a frequência consumida³. Entretanto, essa variável só se manteve significativa para as mulheres ($p = 0,07$). Como, entre a população feminina analisada que faz uso de álcool, pelo menos 95% consome bebida alcoólica dentro dos níveis considerados aceitáveis pelo Centro De informações sobre Saúde e Álcool – CISA – e que podem trazer algum benefício para a saúde, é aceitável que essas idosas apresentem menores riscos de morte do que aqueles

³ Para a variável ‘uso de álcool’, não foi possível considerar nas análises desagregações mais refinadas que pudessem captar possíveis benefícios gerados pela ingestão de bebida alcoólica, em virtude do pequeno número de casos ou de valores iguais a zero, segundo estado marital.

que não ingerem. Pode-se acrescentar ainda que, entre o grupo de mulheres que não fazem uso de álcool, fazem parte também àquelas que, por algum motivo de saúde, incapacidade, fragilidade ou uso de medicamento, não ingerem mais bebida alcoólica e por apresentarem uma saúde mais frágil, essas mulheres podem estar contribuindo para que o grupo que não faz uso de álcool tenha então um risco de mortalidade mais elevado (Fuller, 2011).

Considerações finais

Se, por um lado, estudos realizados em diferentes países com base na população com 60 anos e mais mostram que os divorciados/separados, de ambos os sexos, parecem ter maior mortalidade do que os outros grupos de não-casados, entre os idosos paulistanos do sexo masculino, destaca-se a taxa de mortalidade elevada entre os solteiros ou nunca casados (Hemstrom, 1996; Johnson *et al.*, 2000; Murphy *et al.*, 2007; Manzoli *et al.*, 2007). Resultado semelhante foi observado por Hu & Goldman (1990), para Portugal e Japão em estudo que teve como objetivo analisar a mortalidade relativa por estado marital em 16 países desenvolvidos no período de 1950 a 1980 e por Valkonen *et al.* (2004), para a maioria dos países da Europa Ocidental e no Canadá nas décadas de 1980 e 1990. Mais recentemente, Gomes *et al.* (2010), utilizando dados de Porto Rico para o período 2002-2007, evidenciaram, também, que, mesmo controlando por variáveis econômicas e de saúde, ser solteiro influencia a sobrevivência dos idosos porto-riquenhos (a chance dos idosos solteiros morrerem foi 2,5 vezes maior do que o risco de morte verificado para os casados porto-riquenhos).

Segundo Lillard & Panis (1996) e Goldman & Hu (1993), esse excesso de mortalidade entre os idosos solteiros analisados pode ser explicado tanto pela seletividade do casamento, quanto por um efeito protetor. Ou os idosos solteiros não se casaram porque tinham piores condições socioeconômicas e/ou de saúde, aumentando assim o seu risco de morte, ou o casamento pode ter proporcionado, ainda entre aqueles com saúde mais vulnerável, proteção e

ganhos para a sua sobrevivência. Mesmo não sendo possível estabelecer a importância relativa dos fatores de seleção ou de proteção para explicar esse diferencial, o fato de os homens solteiros apresentarem maiores taxas de mortalidade do que os casados na amostra analisada sugere que esse diferencial pode ser explicado principalmente pela seletividade, uma vez que, no modelo completo, apenas as variáveis que representam condições de saúde e atributos relacionados com a saúde (como tabagismo e prática de atividades físicas) se mantiveram significativas.

Por sua vez, o fim do matrimônio, por meio da separação/divórcio ou viuvez, parece elevar a chance de morte das mulheres idosas analisadas. Resultado semelhante foi encontrado por Hemstrom (1996), utilizando dados da Suécia e por Martikainen & Valkonen (1996) em estudo realizado para a Finlândia. Hemstrom (1996) destaca que não é apenas a mudança para outro estado marital que pode tornar a dissolução do casamento um evento estressante que gera efeitos negativos sobre a saúde, diminuindo assim a expectativa de vida de divorciadas/separadas e viúvas, mas, também, a modificação para um novo estilo de vida e as circunstâncias a que os indivíduos têm de se ajustar (tais como: redução de suporte social e perda material). O mesmo autor ressalta, também, que as pessoas, às vezes, são tratadas de forma diferente por amigos e familiares depois do divórcio/separação, um fenômeno que pode ter efeitos, no longo prazo, sobre a saúde e a sobrevivência.

Vale comentar que Brockman & Klein (2002), ao analisar o impacto de mudanças no estado marital sobre a mortalidade na Alemanha, mostraram que os efeitos negativos do divórcio/separação e da viuvez diminuem após algum tempo, especialmente após os seis primeiros meses. Resultados semelhantes para outros países desenvolvidos também são evidenciados em estudos realizados por Parkes *et al.* (1969), Kaprio *et al.* (1987), Hemstrom (1996), Manor & Eisenbach (2003) e Stroebe (2009). No entanto, não foi possível explorar essa relação neste trabalho devido à falta de informação mais detalhada sobre o tempo em que

as idosas se encontravam divorciadas/separadas ou viúvas e também devido ao tamanho da amostra. Entre os óbitos de idosos viúvos no período 2000-2006, apenas 2 deles (de um total de 193) tinham perdido o seu companheiro(a) no ano de 2000.

Espera-se que os resultados apresentados neste trabalho tragam um maior conhecimento do padrão de mortalidade da população idosa brasileira, bem como permita identificar pontos que merecem atenção e que podem contribuir para uma maior sobrevivência do contingente populacional analisado.

Corroborando com o que foi dito por Campos (2009) e Santos *et al.* (2010), este estudo mostrou, também, que, em países em desenvolvimento, onde há escassez de informações, pesquisas como o Estudo SABE são cada vez mais importantes. Além de permitir a obtenção de dados ao nível do indivíduo, pesquisas como a utilizada para a realização deste trabalho se constituem em um importante instrumento para analisar diferentes fatores associados à mortalidade, produzindo assim desafios e incentivando a realização de novas investigações que subsidiarão a formulação de políticas públicas para os idosos nas várias dimensões.

Todavia, pelo fato das informações utilizadas neste trabalho se referirem a um momento específico do tempo, a base de dados está sujeita a limitações que não podem deixar de ser mencionadas. A primeira delas está relacionada com a natureza da pesquisa. O Estudo SABE não inclui indivíduos institucionalizados e isso pode subestimar alguns indicadores relacionados às condições de saúde, já que a prevalência de incapacidades tende a ser maior nesse subgrupo da população (Cerqueira, 2003). Lima-Costa & Barreto (2003), no entanto, salientam que esse viés é mais acentuado entre os idosos mais velhos, já que a probabilidade de institucionalização tende a crescer com a idade, e em comunidades com maior grau de institucionalização. Como provavelmente os idosos institucionalizados no município de São Paulo têm uma participação relativa muito pequena entre a população com 60 anos e mais,

acredita-se que, mesmo que eles tivessem sido considerados na amostra, os resultados apresentados não sofreriam alterações significativas.

Outra limitação é que a base de dados está sujeita a efeitos de seleção, ou seja, as informações coletadas pela pesquisa e analisadas neste trabalho se referem apenas aos idosos sobreviventes, fazendo com que as associações encontradas tenham um viés de seletividade. Adicionalmente, as informações do SABE são fornecidas por meio de auto-relato e, portanto, as respostas podem ser influenciadas por fatores culturais, de memória, pela escolaridade e por questões emocionais e psicológicas. Desta forma, a qualidade da precisão dessas informações pode atenuar ou fortalecer os efeitos dos parâmetros estimados nos modelos.

Além disso, todas as análises foram realizadas sob o pressuposto de que as variáveis explicativas coletadas em 2000 (*baseline*) se mantiveram constantes até o momento da morte ou até a data da segunda entrevista realizada em 2006. Essa estratégia de investigação foi adotada, não só para permitir a comparação dos resultados com outros estudos já realizados, mas principalmente porque não se dispõe dessas informações atualizadas para os idosos que faleceram ou para aqueles que, por outros motivos, não foram reentrevistados em 2006. Sabe-se que durante o período de análise, os idosos podem ter mudado de estado marital, parado de fumar, ou ainda ter passado a praticar exercícios regularmente. Essas e outras mudanças podem sub ou sobreestimar os coeficientes dos modelos multivariados estimados. No entanto, segundo Goldman *et al.* (1995) destacam, mudanças desse tipo ainda são pequenas entre os idosos e como o período de análise é relativamente pequeno (seis anos), dificilmente os resultados apresentados seriam alterados significativamente.

Por fim, vale ressaltar que os resultados apresentados se restringem aos idosos residentes no município de São Paulo, no período 2000-2006, e que generalizações devem ser realizadas de forma cautelosa. De qualquer maneira seria interessante que estudos semelhantes pudessem ser realizados em outras localidades do país, até para compreender

melhor como os determinantes da mortalidade se comportam nas diferentes regiões brasileiras. Uma vez que o Estudo SABE também foi realizado em outros seis países da América Latina (Campos, 2009), investigações similares podem clarear a compreensão dos mecanismos relacionados com a mortalidade dos idosos, já que estudos desses tipos ainda são pouco documentados para países em desenvolvimento.

Referências bibliográficas

- BERKSON, J. (1967) Mortality and marital status: reflections on the derivation of etiology from statistics. *A.J.P.H.*, Washington, 57(8), pp. 1318-1329.
- BROCKMANN, H.; KLEIN, T. (2002) *Love and death in Germany: the marital biography and its impact on mortality*. Rostock/Germany: Max Planck Institute for Demographic Research, Working papers, 15, 31 p.
- CAMARANO, A. A.; KANSO, S.; MELLO, J. L. (2004) Quão além dos 60 poderão viver os idosos brasileiros? In: CAMARANO, A. M. (Org). *Os novos idosos brasileiros: muito além dos 60?* Rio de Janeiro: IPEA, pp.411-426.
- CAMPOS, N. O. B. (2009) *Os determinantes das condições de saúde dos idosos do município de São Paulo em uma perspectiva de ciclo de vida*. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- CERQUEIRA, M. B. R.(2003) *Envelhecimento populacional e população institucionalizada: um estudo de caso dos asilos do município de Montes Claros*. Dissertação (Mestrado em Demografia). Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- CHEUNG, Y.B. (2000) Marital status and mortality in British women: a longitudinal study. *International Journal of Epidemiology*, Oxford, 29(1), pp. 93–99.
- EBRAHIM, S. *et al.* (1995) Marital status, change in marital status, and mortality in middle-aged british men. *American Journal of Epidemiology*, Baltimore, 142(8), pp. 834-842.
- FULLER, T. D. (2011) Moderate alcohol consumption and the risk of mortality. *Demography*, New York, 48(3), pp. 1115-1125.
- GARDNER, J.; OSWALD, A. (2002) *Is it money or marriage that keeps people alive?* United Kingdom: Department of Economics, Warwick University, 29p.
- GOLDMAN, N. (1993) Marriage selection and mortality patterns: inferences and fallacies. *Demography*, New York, 30(2), pp. 189-208.

- GOLDMAN, N., HU, Y. (1993) Excess mortality among the unmarried: a case study of Japan. *Social Science & Medicine*, Oxford, 36(4), pp. 533-546.
- GOLDMAN, N.; KORENMAN, S.; WEINSTEIN, R. (1995) Marital status and health among the elderly. *Social Science & Medicine*, Oxford, 40(12), pp. 1717-1730.
- GOMES, M. M. F. *et al.* (2010) Mortalidade segundo estado marital entre os idosos porto-riquenhos. In: CONGRESSO DA ASSOCIAÇÃO LATINO AMERICANA DE POPULAÇÃO, 4. Havana. *Anais...* Havana: ALAP.
- GOVE, W.R. Sex, marital status, and mortality. (1973) *The American Journal of Sociology*, Chicago, 79(1), pp. 45-67.
- GRUNDY, E. (2001) Living arrangements and the health of older persons in developed countries. In: UNITED NATIONS. DEPT. OF ECONOMIC AND SOCIAL AFFAIRS. POPULATION DIVISION. *Living arrangements of older persons*. New York: United Nations, pp. 311-329 (Population Bulletin of the United Nations Special, 42/43).
- HAHN, B. A. (1993) Marital Status and women's health: the effect of economic marital acquisitions. *Journal of Marriage and the Family*, Menasha, 55(2), pp. 495-504.
- HAMILTON, L. C. (2006) *Statistics with STATA: updated for version 9*. Canada: Thomson Books; Cole, 409p.
- HEMSTROM, O. (1996) Is Marriage dissolution linked to differences in mortality risks for men and women? *Journal of Marriage and the Family*, Menasha, 58(2), pp. 366-378.
- HOSMER, D. W.; LEMESHOW, S. (1989) *Applied logistic regression*. New York: John Wiley & Sons.
- HOUSE, J. S.; LANDIS, K. R.; UMBERSON, D. (1988) Social relationships and health. *Science*, Washington, 241(4865), pp. 540-545.
- HU, Y., GOLDMAN, N. (1990) Mortality differentials by marital status: an international comparison. *Demography*, New York, 27(2), pp. 233-250.
- JOHNSON, N.J. *et al.* (2000) Marital status and mortality: the national longitudinal mortality study. *AEP*, United States, 10(4), pp. 224-238.
- KAPRIO, J.; KOSKENVUO, M.; RITA, H. Mortality after bereavement: a prospective study of 95.647 widowed persons. *American Journal of Public Health*, New York, 77(3), pp. 283-287.
- KATZ, M. H. (2006) *Multivariable analysis: a practical guide for clinicians*. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 210p.
- KOBRIN, F.E.; HENDERSHOT, G.E. (1977) Do family ties reduce mortality? Evidence from the United States, 1966-1968. *Journal of Marriage and the Family*, Menasha, 39(4), pp. 737-745.
- LEBRÃO, M. L.; DUARTE, A. O. D. (2008) Desafios de um estudo longitudinal: o projeto SABE. *Saúde Coletiva*, São Paulo, 5(24), pp. 166-167.

- LEBRÃO, M. L. *et al.* (2008) Evolução nas condições de vida e saúde da população idosa do município de São Paulo. *São Paulo em Perspectiva*, São Paulo, 22(2), pp. 30-45.
- LEBRÃO, M. L.; LAURENTI, R. (2005) Saúde, bem-estar e envelhecimento: o estudo Sabe no Município de São Paulo. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, São Paulo, 8(2), pp. 127-41.
- LILLARD, L.A., PANIS, C. W. (1996) Marital status and mortality: the role of health. *Demography*, New York, 33(3), pp. 313-327.
- LILLARD, L.A.; WAITE, L.J. (1995) Til death do us part: marital disruption and mortality. *American Journal of Sociology*, Chicago, 100(5), pp. 1131-1156.
- LIMA-COSTA, M. F.; BARRETO, S. M. (2003) Tipos de estudos epidemiológicos: conceitos básicos e aplicações na área do envelhecimento. *Epidemiologia e Serviços de Saúde*, 12(4):189-201
- LIU, X.; HERMALIN, A. I.; CHUANG, Y-L. (1998) The effect of education on mortality among older Taiwanese and its pathways. *The Journals of Gerontology*, Washington, 53B(2), pp. S71-S82.
- LUSYNE, P.; PAGE, H., LIEVENS, J. (2001) Mortality following conjugal bereavement, Belgium 1991–96: The unexpected effect of education. *Population Studies*, London, 55(3), pp. 281–289.
- MANOR, O.; EISENBACH, Z. (2003) Mortality after spousal loss: are there socio-demographic differences? *Social Science & Medicine*, Oxford, 56(2), pp. 405–413.
- MANZOLI, L. *et al.* (2007) Marital status and mortality in the elderly: a systematic review and meta-analysis. *Social Science & Medicine*, Oxford, 64(1), pp. 77–94.
- MARTIKAINEN, P. (1995) Women's employment, marriage, motherhood, and mortality: A test of the multiple role and role accumulation hypotheses. *Social Science and Medicine*, Oxford, 40(2), pp. 199-212.
- MARTIKAINEN, P. *et al.* (2005) Differences in mortality by marital status in Finland from 1976 to 2000: Analyses of changes in marital-status distributions, socio-demographic and household composition, and cause of death. *Population Studies*, London, 59(1), pp. 99-115.
- MARTIKAINEN, P.; VALKONEN, T. (1996) Mortality after the death of a spouse rates and causes of death in a large Finnish cohort. *American Journal of Public Health*, New York, 86(8), pp. 1087-1093.
- MOSTAFA, G.; GINNEKEN, J. V. (2000) Trends in and determinants of mortality in the elderly population of Matlab, Bangladesh. *Social Science & Medicine*, Oxford, 50(6), pp. 763-771.
- MURPHY, M.; GRUNDY, E.; KALOGIROU, S. (2007) The increase in marital status differences in mortality up to the oldest age in seven European countries, 1990-99. *Population Studies*, London, 61(3), pp. 287-298.
- PAES, A. T. Análise univariada e multivariada. (2010) *Educ. Contin. Saúde*, São Paulo, 8(1), pp. 1-2.

- PARKES, C.M.; BENJAMIN, B.; FITZGERALD, R. G. (1969) Broken Heart: A Statistical Study of Increased Mortality among Widowers. *British Medical Journal*, London, 1(5646), pp. 740-743.
- PÉREZ, E. R. (2010) Estimativas de mortalidade adulta feminina por nível de escolaridade no Brasil. Tese (Doutorado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.
- RAMOS, L. R. (2003) Fatores determinantes do envelhecimento saudável em idosos residentes em centro urbano: Projeto Epidoso, São Paulo. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, 19(3), pp. 793-798.
- SANTOS, J. L. *et al.* (2010) O meio rural e a origem do idoso: a saúde e a morte na cidade (resultados do Estudo SABE 2000-2006). In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 12. Caxambu. *Anais...* Caxambu: ABEP.
- SEEMAN, T. E. *et al.* (2004) Social relationships and allostatic load in Taiwanese elderly and near elderly. *Social Science & Medicine*, Oxford, x(59), pp. 2245–2257.
- SHEPS, M. C. (1961) Marriage and Mortality. *American journal of public health*, New York, 51(4), pp. 547-555.
- SILVA, N. N. (2003) Aspectos metodológicos: processo de amostragem. In: LEBRÃO, M. L.; DUARTE, Y. A. O. (Orgs.). *O projeto SABE no município de São Paulo: uma abordagem inicial*. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, pp. 47-57.
- STROEBE, M. S. (2009) *Beyond the broken heart: mental and physical health consequences of losing a loved one*. Amsterdam: Universiteit Utrecht, 15p.
- TURRA, C. M. (2007) *O padrão de mortalidade adulta no Brasil: implicações dos erros de declaração de idade*. Projeto de Pesquisa. (Mimeografado).
- TURRA, C. M.; GOLDMAN, N. (2007) Socioeconomic differences in mortality among U.S. adults: insights into the Hispanic paradox. *Journal of Gerontology*, Washington, 62B(3), pp. S184-S192.
- VALKONEN, T.; MARTIKAINEN, P.; BLOMGREN, J. (2004) Increasing excess mortality among nonmarried elderly people in developed countries. *Demographic Research*, Rostock, 2(12), pp. 306-330. Special Collection.
- VAN DEN BERG, G. J.; LINDEBOOM, M; PORTRAIT, F. (2006) *Conjugal Bereavement Effects on Health and Mortality at Advanced Ages*. Bonn: IZA Institute, 48p. (IZA Discussion Paper, 2.358).
- VAUPEL, J. W. Demographic analysis of aging and longevity. (1998) *The American Economic Review*, Nashville, 88(2), pp. 242-247.
- WILLIAMS, K.; UMBERSON, D. (2004) Marital status, marital transitions, and health: a gendered life course perspective. *Journal of Health and Social Behavior*, Albany, 45(1), pp. 81-98.