

Diferenciais de mortalidade entre os sexos, nas macrorregiões de Minas Gerais, 2012

Larissa Gonçalves Souza¹
Pamila Cristina Lima Siviero¹
Luísa Pimenta Terra¹

¹Universidade Federal de Alfenas

Palavra-chave: Diferencial de mortalidade por sexo.

INTRODUÇÃO

A redução dos níveis de mortalidade, observada em todos os países do mundo que experimentam o processo de transição demográfica, tem conduzido ao aumento da esperança de vida da população. No entanto, mesmo diante de tantos ganhos, tal processo tem como consequência alguns diferenciais, entre eles destaca-se o diferencial entre homens e mulheres (KALACHE, 1987).

A mortalidade masculina é maior que a feminina em praticamente todas as idades, assim como as esperanças de vida ao nascer e em outras idades, geralmente são menores entre os homens (LAURENTI et al, 2005). As poucas exceções ocorrem no sul da Ásia, onde se tem observado que as mulheres recebem menos alimentos e cuidados com a saúde do que os homens (KALBEN, 2000). A magnitude dessas diferenças varia de um país para outro, o que sugere que o diferencial de mortalidade entre homens e mulheres não existe exclusivamente devido a fatores biológicos (LAURENTI et. al., 2005), mas também em função de fatores sociais, culturais, ambientais e comportamentais. Contudo, o quanto a genética e o ambiente social influenciam na mortalidade ainda é uma questão de debate entre os cientistas (KALBEN, 2000).

As modificações na estrutura da mortalidade experimentadas pelos países desenvolvidos, durante o século XX, foram caracterizadas pela diminuição de seus níveis e mudanças das principais causas de mortalidade, decorrente da transição epidemiológica (KALACHE et al, 1987). A mortalidade total declinou, durante parte deste período, assim como a expectativa de vida feminina se tornou cada vez maior que a masculina (TROVATO, 2005). Contudo, a partir de 1970, estudos demonstram que essa tendência se alterou e o hiato¹ na esperança de vida ao nascer entre homens e mulheres começou a reduzir em muitos países desenvolvidos (GLEI, 2005; GLEI & HORIUCH, 2007).

Os diferenciais de mortalidade resultantes das transições demográfica e epidemiológica não são peculiaridades dos países desenvolvidos, os países em desenvolvimento também experimentam esses processos, embora em graus e momentos diferentes (LEBRÃO, 2007). No Brasil, ainda que haja tendências de redução dos níveis de mortalidade e aumento da esperança de vida ao nascer (ABREU et al, 2009), o número de óbitos por causas violentas, as quais atingem com maior intensidade a população masculina, tem aumentado, levando a uma ampliação no hiato na esperança de vida (SIMÕES, 2002). No entanto, estudo mais recente para o município de São Paulo evidencia que, para essa localidade, o diferencial vem diminuindo desde meados

¹ O termo *hiato* está sendo utilizado como sinônimo de diferencial.

da década de 1990 (SIVIERO, 2009).

Neste sentido, o objetivo deste trabalho é analisar o diferencial de mortalidade entre homens e mulheres, em dez macrorregiões de Minas Gerais em 2012. A escolha das regiões foi baseada na qualidade do registro de óbitos, foram utilizadas no estudo aquelas que possuem um registro praticamente completo (LIMA, QUEIROZ E SAWYER, 2014), sendo elas: Sul, Centro Sul, Centro, Jequitinhonha, Oeste, Leste, Noroeste, Leste do Sul, Triângulo do Sul e Triângulo do Norte. Para tanto, propõe-se os seguintes objetivos específicos: verificar os níveis e padrões do diferencial na mortalidade entre os sexos e identificar os grupos etários que mais contribuíram para o hiato na mortalidade entre homens e mulheres.

Diferenciais de mortalidade entre homens e mulheres

As mulheres possuem maior esperança de vida ao nascer do que os homens em todos os países industrializados, embora a magnitude dessa diferença varie de acordo com o país e o período analisado (GJONÇA et al, 1999). Contudo, nas últimas décadas, os ganhos na expectativa de vida têm sido maiores para o sexo masculino (GLEI & HORIUICH, 2007). Nos Estados Unidos, entre 1980 e 1999, a expectativa de vida ao nascer aumentou 4 anos para os homens, passando de 69,99 anos para 73,95 anos, isto é, um aumento de 5,71%, e 1,9 anos para as mulheres, passando de 77,48 anos para 79,38 anos, um acréscimo correspondente a 2,45% da esperança de vida de 1980 (GLEI, 2005). De acordo com GleI & Horiuch (2007), as mulheres geralmente possuem uma expectativa de vida ao nascer superior à dos homens, portanto é esperado que o ganho na esperança de vida ao nascer para as mulheres seja menor do que para os homens. Em outras palavras, os ganhos futuros na esperança de vida dependem de seu valor atual.

Durante grande parte do século XX, a diferença da esperança de vida entre os sexos nos países desenvolvidos cresceu rapidamente, favorecendo as mulheres (TROVATO, 2005). Essa ampliação do hiato da esperança de vida se deve, grande parte, ao declínio mais lento da mortalidade para o sexo masculino relativamente ao feminino. Esta desvantagem masculina pode ser relacionada aos diferentes riscos comportamentais e sociais que são expostos homens e mulheres, como o tabagismo, violência e acidentes (VALLIN, 2004). Contudo, desde 1980, a diferença entre as esperanças de vida ao nascer dos homens e mulheres começou a reduzir em alguns países desenvolvidos, como por exemplo, naqueles de origem anglo-saxônica (GLEI, 2005). A Bulgária, Inglaterra e Noruega são exemplos nos quais a diferença na esperança de vida começou a declinar, no entanto, na Federação Russa e Japão essa

diferença continua a aumentar (GLEI, 2005). Ao se comparar o nível do diferencial de mortalidade por sexo do município de São Paulo com os países desenvolvidos, verifica-se que o hiato da esperança de vida entre os sexos é alto desde o início da transição da mortalidade, entretanto a partir 1995 também tem apresentado sinais de redução (SIVIERO, 2009). Portanto, embora com algumas diferenças de magnitude, a mortalidade masculina supera a feminina em praticamente todas as idades, tanto nos países desenvolvidos como em desenvolvimento (VALLIN, 2004). Para explicar tal diferença, Gleit & Horiuchi (2007) defendem a ideia de que, para a maioria dos países, a redução do hiato da expectativa de vida ao nascer é resultado em grande parte das diferenças no padrão etário da mortalidade por sexo. Assim, os ganhos na expectativa de vida ao nascer seriam maiores para os homens do que para as mulheres, pois as mortes das mulheres são menos dispersas por idade.

O fato das mulheres viverem mais que os homens pode ser explicado por fatores biológicos, comportamentais e sociais. Em termos biológicos, a vantagem feminina está intimamente ligada ao par de cromossomos XX, que garante maior resistência as mulheres contra doenças genéticas como a hemofilia e a miopatia, além disso o segundo cromossomo X é fundamental na defesa do organismo contra lesões oxidantes causadas por radicais livres (VALLIN, 2004). O autor destaca ainda que os estrogênios, hormônios femininos, permitem às mulheres uma eliminação do colesterol “ruim” com maior facilidade, garantindo maior imunidade contra doenças cerebrovasculares. Em contrapartida, o testosterona, hormônio masculino da agressividade, instiga os homens aos riscos e à violência.

Além de considerarmos características relacionadas ao sexo, portanto biológicas, também é necessária atenção ao gênero, determinado pelo meio social e que constitui a definição do masculino e feminino (LAURENTI et. al., 2005). Homens e mulheres são expostos a diferentes riscos, geralmente as mulheres são mais preocupadas e dão maior atenção à saúde, ao passo que os homens dão menos importância aos sinais de doenças que poderiam ser prevenidas (LEBRÃO, 2007). Ademais, os diferentes estilos de vida podem explicar a maior exposição dos homens ao risco, os quais lideram as mortes por causas externas, como acidentes e violência (LAURENTI et al, 2005).

As diferenças comportamentais e sociais de homens e mulheres possuem papel importante no padrão etário da mortalidade. Siviero (2009) verificou que o aumento da mortalidade masculina associada às causas externas nas idades jovens, a partir de 1980, no município de São Paulo, desencadeou grandes mudanças no padrão etário, que conduziram a uma expressiva desvantagem masculina na mortalidade nos grupos etários

juvenis. E, portanto, as causas externas, que estão mais associadas à questão do gênero das populações humanas, têm grande impacto no padrão de mortalidade dos homens e nas tendências do hiato na esperança de vida entre os sexos.

DADOS E MÉTODOS

Os dados de óbitos desagregados por sexo e grupos etários utilizados neste trabalho são provenientes do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), disponíveis no endereço eletrônico do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), do Ministério da Saúde. As informações sobre a população residente, também coletadas no DATASUS, são estimativas estratificadas por faixa etária e sexo com data de referência 1º de julho de 2012.

As esperanças de vida ao nascer foram obtidas por meio das tábuas de mortalidade das macrorregiões para a população masculina e feminina, foram construídas com base no método mais usual descrito em literatura. Tal processo consiste em submeter uma coorte hipotética de recém-nascidos à experiência de mortalidade experimentada por uma população real, em um determinado ano ou período, e segui-la até que o último indivíduo morra (CARVALHO et al, 1998; PRESTON et al, 2001).

O primeiro indicador obtido para análise de diferenciais de nível foi o hiato na esperança de vida ao nascer, o qual é representado pela diferença entre a esperança de vida ao nascer feminina e masculina. A esperança de vida permite comparar níveis de mortalidade entre diferentes populações, uma vez que é uma medida resumo que não sofre influência da estrutura etária da população (CARVALHO et al, 1998). Portanto, o diferencial na esperança de vida ao nascer entre os sexos permite verificar a tendência de mortalidade e examinar os diferenciais de níveis de mortalidade entre homens e mulheres.

Para análise de padrão etário do diferencial de mortalidade entre os sexos, a razão de sexo entre taxas específicas de mortalidade foi o indicador utilizado. Tal razão permite analisar a desvantagem na mortalidade de um sexo em relação ao outro. Uma razão igual a 1 sugere que homens e mulheres possuem o mesmo risco de morrer em determinada idade. Quanto maior for a razão, maior a desvantagem masculina. Se a razão for menor que 1, o risco experimentado pelas mulheres é maior que o dos homens (WISSER & VAUPEL, 2014).

Por último, verificou-se a contribuição da variação da mortalidade por sexo nos diferentes grupos etários para a variação total na esperança de vida. A importância de

entender a contribuição de cada grupo etário no hiato na esperança de vida ao nascer está relacionada ao fato de que as alterações na esperança de vida nem sempre são resultado de redução ou aumento de taxas de mortalidade na mesma proporção e sentido em todas as faixas etárias. Enquanto alguns grupos etários podem contribuir para o aumento da esperança de vida devido redução na mortalidade, outros podem reduzir os ganhos de esperança de vida como consequência do aumento da mortalidade (GLEI, 2005). A técnica utilizada para analisar a contribuição de cada grupo etário para o hiato na esperança de vida entre homens e mulheres foi o de decomposição da diferença de esperanças de vida entre os sexos, proposto por United Nation (1988). O método proposto decompõe a variação entre a esperança de vida ao nascer entre os sexos em um mesmo ano a partir de três equações que são utilizadas conforme intervalo etário da população. Assim o cálculo da contribuição do grupo etário x a $(x+n)$ para o hiato na esperança de vida ao nascer por sexo, ${}_n\Delta_x$, é dividido em três intervalos conforme as equações 5 a 7 a seguir:

Primeiro grupo etário:

$${}_n\Delta_0 = (e_0^f - e_0^m) - [(e_{0+n}^f - e_{0+n}^m) \cdot \frac{(l_{0+n}^f + l_{0+n}^m)}{2}] \quad (5)$$

Grupos etários intermediários:

$${}_n\Delta_x = [(e_x^f - e_x^m) \cdot \frac{(l_x^f + l_x^m)}{2}] - [(e_{x+n}^f - e_{x+n}^m) \cdot \frac{(l_{x+n}^f + l_{x+n}^m)}{2}] \quad (6)$$

Grupo etário aberto:

$${}_\infty\Delta_{80} = (e_{80}^f - e_{80}^m) \cdot \frac{(l_{80}^f + l_{80}^m)}{2}, \quad (7)$$

em que e_x é a esperança de vida à idade exata x e l_x é o número de sobreviventes à idade exata x .

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Diferenciais de níveis entre as esperanças de vida ao nascer de homens e mulheres

A tendência de mortalidade dos homens e mulheres das macrorregiões de Minas Gerais estudadas, bem como seus diferenciais de níveis, podem ser analisados e comparados através do indicador esperança de vida. A Tabela 1 apresenta as esperanças de vida ao nascer, por sexo, nas macrorregiões de Minas Gerais e o hiato na esperança de vida ao nascer entre homens e mulheres, no ano 2012.

Tabela 1: Diferenciais de níveis de mortalidade das macrorregiões de Minas Gerais, 2012

Macrorregião	Mulheres	Homens	Hiato na e_0
Sul	78,51	72,77	5,74
Centro Sul	78,61	71,97	6,65
Centro	80,18	71,86	8,32
Jequitinhonha	78,78	72,37	6,40
Oeste	78,85	72,87	5,98
Leste	79,60	72,26	7,34
Noroeste	79,09	72,63	6,46
Leste do Sul	78,99	72,38	6,61
Triângulo do Sul	78,11	71,87	6,24
Triângulo do Norte	79,67	72,74	6,92

Fonte dos dados básicos: DATASUS, 2012.

A análise dos resultados mostra que as mulheres da macrorregião Centro experimentaram a maior esperança de vida ao nascer (80,18 anos), enquanto os homens a menor (71,86 anos), entre as regiões estudadas. Esse comportamento levou a região a registrar o maior hiato na esperança de vida ao nascer entre os sexos, em média, as mulheres da macrorregião Centro esperavam viver 8,32 anos a mais que os homens dessa região, em 2012. A menor esperança de vida ao nascer da população feminina foi registrada na região Triângulo do Sul e a maior da população masculina na Oeste. A região Sul é responsável pelo menor diferencial de mortalidade em Minas Gerais.

Padrão etário do diferencial na mortalidade entre homens e mulheres

O padrão etário do diferencial na mortalidade entre os sexos foi estudado com o intuito de compreender a desvantagem masculina na mortalidade por idade. A Tabela 2 apresenta as razões de sexo entre taxas específicas de mortalidade das macrorregiões de Minas Gerais estudadas, para o ano 2012.

O indicador mostra que nas macrorregiões Sul, Centro, Leste, Noroeste e Triângulo do Norte, a população masculina estava em desvantagem na mortalidade em todas as idades, principalmente, nos grupos etários jovens e adultos. Entre as idades 20 a 24 anos, o risco de morrer experimentado pelos homens chega a ser 5,69 vezes o das mulheres na macrorregião Leste, 5,40 vezes na Centro e 3,81 vezes na Noroeste. Nas regiões Sul e Triângulo do Norte, os grupos etários 25 a 29 anos são as responsáveis por registrem as maiores razões, 3,16 e 4,72, respectivamente. As mortes associadas às causas externas, que geralmente ocupam a primeira posição das principais causas de mortalidade no grupo etário jovem masculino (SIMÕES, 2002), explicam a ocorrência das maiores razões nos grupos etários jovens das regiões estudadas.

As macrorregiões Centro Sul, Jequitinhonha, Oeste, Leste do Sul e Triângulo do Sul registraram razão menores que 1 em alguns etários grupos etários de crianças e jovens até 14 anos. Esse resultado indica que nessas faixas etárias, as mulheres estavam em desvantagem na mortalidade em relação aos homens. Assim como nas outras regiões, as maiores razões foram experimentadas pelas faixas etárias de adultos e jovens de 20 a 24 e 25 a 29 anos. A única exceção ocorre na região Jequitinhonha, em que as maiores razões são registradas nos grupos etários de 35 a 39 anos e 45 a 49 anos.

Tabela 2: Razão de sexo entre as taxas específicas de mortalidade das macrorregiões de Minas Gerais, 2012

Faixa Etária	Centro Sul	Centro Sul	Centro Jequitinhonha	Oeste	Leste	Noroeste	Leste do Sul	Triângulo do Sul	Triângulo do Norte	
0 a 4	1,23	1,25	1,32	1,08	1,26	1,35	1,11	0,86	1,25	1,21
5 a 9	2,06	0,97	1,13	0,49	0,86	1,34	1,73	1,54	1,73	1,92
10 a 14	1,34	0,97	2,07	2,41	2,18	2,29	1,59	1,07	0,63	1,15
15 a 19	2,30	4,03	5,46	2,51	4,02	4,04	3,21	2,98	3,51	4,68
20 a 24	2,89	4,06	5,40	2,16	3,10	5,69	3,81	2,88	2,99	4,60
25 a 29	3,16	2,63	4,30	3,57	2,67	3,84	3,22	2,47	2,65	4,72
30 a 34	2,64	3,21	2,84	1,75	2,28	3,18	3,51	2,67	2,11	2,68
35 a 39	2,17	2,65	2,58	4,24	2,43	2,85	1,98	2,90	2,16	3,11
40 a 44	2,10	1,65	2,19	2,26	1,58	1,90	1,98	2,43	2,29	2,55
45 a 49	2,03	2,03	1,93	3,73	1,83	2,57	1,94	1,94	1,60	2,00
50 a 54	1,69	1,87	2,10	1,93	1,81	1,91	1,71	1,85	1,63	2,22
55 a 59	1,67	1,98	1,83	1,89	1,53	1,71	1,86	1,55	1,83	1,73
60 a 64	1,64	1,35	1,82	1,44	1,96	1,51	1,76	1,80	1,50	1,72
65 a 69	1,44	1,59	1,82	1,84	1,55	1,51	1,83	1,63	1,81	1,67
70 a 74	1,39	1,73	1,63	1,31	1,50	1,32	1,39	1,44	1,37	1,44
75 a 79	1,33	1,38	1,58	1,12	1,28	1,30	1,38	1,42	1,56	1,29
80 e mais	1,17	1,24	1,24	1,20	1,12	1,13	1,05	1,19	1,11	1,19

Fonte dos dados básicos: DATASUS, 2012

Contribuição de cada grupo etário para o diferencial nas esperanças de vida feminina e masculina

A razão de sexo entre as taxas específicas de mortalidade tem a limitação de não considerar o peso do grupo etário na diferença de expectativa de vida entre homens e mulheres, que pode ser pequeno. De fato, a razão maior que 1 indica apenas que o risco de morte, em cada idade, dos homens foi maior que o das mulheres. Desse modo, o indicador não diz nada a respeito da magnitude das taxas de mortalidade experimentada por cada grupo etário para o diferencial na esperança de vida ao nascer. Nesse contexto, encontra-se a importância de se analisar a contribuição de cada grupo etário para o diferencial nas esperanças de vida entre os sexos, a qual está mais relacionada à distribuição do número de óbitos por idade, do que ao risco de morte propriamente dito

(GLEI, 2005).

A Tabela 3 apresenta as contribuições absolutas dos diferentes grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer entre os sexos, nas macrorregiões Minas Gerais estudadas, em 2012.

Tabela 3: Contribuição absoluta dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, nas macrorregiões de Minas Gerais, 2012

Faixa Etária	Centro Sul		Centro	Jequitinhonha	Oeste	Leste	Noroeste	Leste do Sul	Triângulo do Sul	Triângulo do Norte
	Sul	Sul								
0 a 4	0,20	0,24	0,29	0,08	0,23	0,32	0,12	-0,18	0,22	0,17
5 a 9	0,03	-0,002	0,01	-0,03	-0,01	0,04	0,05	0,05	0,05	0,04
10 a 14	0,02	-0,003	0,08	0,06	0,06	0,10	0,04	0,01	-0,03	0,02
15 a 19	0,18	0,19	0,59	0,11	0,28	0,45	0,43	0,34	0,27	0,39
20 a 24	0,24	0,39	0,62	0,18	0,36	0,62	0,43	0,36	0,30	0,44
25 a 29	0,29	0,26	0,47	0,32	0,35	0,49	0,44	0,32	0,39	0,44
30 a 34	0,32	0,40	0,39	0,16	0,32	0,51	0,46	0,44	0,26	0,36
35 a 39	0,31	0,36	0,38	0,56	0,37	0,49	0,34	0,49	0,36	0,44
40 a 44	0,36	0,30	0,39	0,51	0,22	0,37	0,36	0,46	0,48	0,43
45 a 49	0,47	0,46	0,39	0,80	0,41	0,63	0,37	0,41	0,29	0,34
50 a 54	0,42	0,49	0,55	0,60	0,46	0,56	0,42	0,45	0,37	0,53
55 a 59	0,47	0,64	0,56	0,61	0,38	0,46	0,57	0,44	0,61	0,49
60 a 64	0,51	0,33	0,62	0,39	0,71	0,45	0,63	0,63	0,45	0,55
65 a 69	0,46	0,56	0,71	0,68	0,51	0,49	0,74	0,59	0,76	0,64
70 a 74	0,42	0,70	0,63	0,39	0,49	0,36	0,39	0,46	0,43	0,48
75 a 79	0,37	0,42	0,63	0,14	0,33	0,35	0,45	0,49	0,58	0,37
80 e mais	0,68	0,90	1,03	0,82	0,51	0,64	0,22	0,85	0,45	0,79
Diferencial	5,74	6,65	8,32	6,40	5,98	7,34	6,46	6,61	6,24	6,92

Fonte dos dados básicos: DATASUS, 2012.

Os resultados mostram que, na maioria das regiões, o principal responsável na contribuição para o hiato na esperança de vida ao nascer entre os sexos foi o grupo etário 80 e mais anos. As poucas exceções ocorrem nas regiões Oeste (60 a 64 anos), Noroeste (65 a 69 anos), Leste do Sul (60 a 64 anos) e Triângulo do Sul (65 a 69 anos). Ainda assim é possível observar que, de forma geral, os grupos etários dos idosos são os que mais contribuíram para o hiato na esperança de vida ao nascer. Nas regiões Centro Sul, Oeste, Leste do Sul e Triângulo do Sul, observa-se que algumas faixas etárias contribuíram negativamente para o diferencial.

A Tabela 4 mostra a contribuição de quatro grandes grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, nas regiões estudadas, em 2012. A partir da análise dos resultados, fica evidente que a contribuição dos grupos etários na mortalidade por sexo, varia beneficiando os grupos etários jovens e adultos até 34 anos,

em todas as regiões. Com exceção das regiões Jequitinhonha e Leste, o grupo etário 60+ é o principal responsável para elevação no hiato de esperança de vida entre os sexos.

Tabela 4: Contribuição absoluta dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, nas macrorregiões de Minas Gerais, 2012

Faixa Etária	Centro		Centro	Jequitinhonha	Oeste	Leste	Noroeste	Leste do Sul	Triângulo do Sul	Triângulo do Norte
	Sul	Sul								
0 a 14	0,25	0,24	0,37	0,11	0,27	0,46	0,21	-0,12	0,25	0,23
15 a 34	1,03	1,25	2,07	0,78	1,31	2,07	1,76	1,46	1,22	1,63
35 a 59	2,03	2,25	2,27	3,09	1,84	2,52	2,06	2,25	2,11	2,23
60+	2,43	2,91	3,61	2,43	2,56	2,29	2,42	3,02	2,66	2,83
Diferencial	5,54	6,65	8,32	6,40	5,98	7,34	6,46	6,61	6,24	6,92

Fonte dos dados básicos: DATASUS, 2012.

Esses resultados confirmam o que foi constatado por Gleit (2005), nos países desenvolvidos, a tendência de crescimento da expectativa de vida tem ocorrido em um cenário onde as mortes estão cada vez mais concentradas nas faixas etárias mais avançadas. E, portanto, os idosos têm assumido maior parcela de contribuição para o aumento do diferencial de mortalidade entre os sexos. O mesmo cenário pode ser visto no município de São Paulo, onde a contribuição das idades avançadas também é elevada para o diferencial na esperança de vida feminina e masculina (SIVIERO, 2009).

Com base na Tabela 5, que mostra a contribuição relativa dos grupos etários para o diferencial, é possível observar que, apesar da alta razão entre as taxas específicas de mortalidade experimentada pelos grupos etários jovens 20 a 24 anos e 25 a 29 anos em todas as regiões, essa faixa etária foi responsável por cerca de 4% a 8% do diferencial na esperança de vida ao nascer entre homens e mulheres. Isso ocorre porque relativamente poucas pessoas morrem nas idades jovens. Em grande parte das macrorregiões estudadas, o grupo etário 80 e mais é o responsável por apresentar as maiores contribuições, em torno de 13%. As poucas exceções ocorrem nas regiões Oeste, Noroeste e Triângulo do Sul, em que as faixas etárias 60 a 64 e 65 a 69 anos são as que mais contribuem para o hiato na esperança de vida. Logo, apesar dos grupos etários jovens experimentarem as maiores razões, os idosos são os que mais contribuem para o diferencial.

Tabela 5: Contribuição relativa dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, nas macrorregiões de Minas Gerais, 2012

Faixa Etária	Centro							Leste do Sul	Triângulo do Sul	Triângulo do Norte
	Sul	Sul	Centro	Jequitinhonha	Oeste	Leste	Noroeste			
0 a 4	3,50	3,66	3,43	1,23	3,82	4,42	1,92	-2,70	3,52	2,53
5 a 9	0,56	-0,03	0,11	-0,42	-0,19	0,52	0,76	0,77	0,84	0,57
10 a 14	0,36	-0,04	0,96	0,91	0,92	1,36	0,59	0,10	-0,42	0,22
15 a 19	3,07	2,89	7,12	1,75	4,76	6,09	6,68	5,14	4,39	5,68
20 a 24	4,15	5,91	7,39	2,85	6,00	8,43	6,70	5,39	4,77	6,35
25 a 29	5,09	3,85	5,68	5,00	5,77	6,73	6,79	4,87	6,25	6,32
30 a 34	5,61	6,07	4,67	2,50	5,37	6,90	7,15	6,73	4,16	5,26
35 a 39	5,46	5,41	4,53	8,77	6,12	6,68	5,31	7,40	5,80	6,33
40 a 44	6,35	4,56	4,67	8,02	3,75	5,11	5,51	6,96	7,67	6,27
45 a 49	8,12	6,87	4,73	12,54	6,81	8,62	5,72	6,21	4,66	4,93
50 a 54	7,24	7,40	6,57	9,35	7,67	7,64	6,52	6,83	5,85	7,60
55 a 59	8,19	9,68	6,74	9,59	6,41	6,32	8,87	6,63	9,83	7,15
60 a 64	8,84	4,99	7,45	6,09	11,93	6,07	9,73	9,48	7,14	7,90
65 a 69	8,02	8,49	8,52	10,66	8,52	6,65	11,44	8,86	12,19	9,23
70 a 74	7,25	10,47	7,51	6,10	8,23	4,95	5,97	7,03	6,94	7,00
75 a 79	6,44	6,32	7,56	2,19	5,56	4,81	6,95	7,38	9,22	5,30
80 e mais	11,76	13,49	12,35	12,86	8,58	8,71	3,39	12,91	7,18	11,39
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte dos dados básicos: DATASUS, 2012.

A Tabela 6 mostra a contribuição relativa de 4 grupos etários para o hiato na esperança de vida ao nascer por sexo, nas macrorregiões estudadas, em 2012. Analisando esses resultados fica mais evidente o peso do grupo etários dos idosos sobre o indicador. Com exceção das macrorregiões Leste e Jequitinhonha, em todas as demais, o grupo etário 60 e mais anos é o que mais contribui para o hiato na esperança de vida ao nascer por sexo. Nas macrorregiões Sul, Centro Sul, Centro, Oeste, Leste do Sul, Triângulo do Sul e Triângulo do Norte, os idosos são responsáveis por produzir mais de 40% do diferencial registrado.

Tabela 6: Contribuição relativa dos grupos etários para o diferencial na esperança de vida ao nascer por sexo, nas macrorregiões de Minas Gerais, 2012

Faixa Etária	Centro							Leste do Sul	Triângulo do Sul	Triângulo do Norte
	Sul	Sul	Centro	Jequitinhonha	Oeste	Leste	Noroeste			
0 a 14	4,41	3,59	4,50	1,72	4,55	6,29	3,27	-1,83	3,94	3,32
15 a 34	17,92	18,73	24,87	12,10	21,90	28,15	27,32	22,13	19,59	23,60
35 a 59	35,36	33,92	27,24	48,27	30,75	34,37	31,93	34,03	33,81	32,27
60+	42,30	43,76	43,39	37,91	42,80	31,19	37,48	45,66	42,66	40,81
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100

Fonte dos dados básicos: DATASUS, 2012.

O grupo etário 35 a 59 anos é o que mais contribui para o hiato nas macrorregiões Leste e Jequitinhonha. Chegando a contribuição de quase 50% do diferencial na macrorregião Jequitinhonha. O grupo etário 0 a 14, em todas as regiões, é o que menos contribui para o diferencial, ficando em torno de 5%. Na região Leste do Sul, a contribuição foi negativa, portanto no sentido de redução do hiato.

A análise evidencia, portanto, que o grupo etário que possui a maior razão de sexo entre as taxas específicas de mortalidade nem sempre é o responsável pela maior contribuição sobre o hiato na mortalidade entre os sexos. Desse modo, para determinar as idades que produzem maior impacto no diferencial, deve-se considerar não apenas as razões de sexo, mas também a distribuição das mortes por idade.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A mortalidade masculina é maior que a feminina em todos os grupos etários nas macrorregiões estudadas, bem como as esperanças de vida ao nascer e em outras idades também são maiores entre as mulheres. Os resultados encontrados evidenciam não só um diferencial de mortalidade entre os sexos, mas também entre as regiões. De forma geral, concomitante ao processo de redução da mortalidade tem ocorrido uma redistribuição dos óbitos dos jovens para os idosos. Logo, apesar da queda da mortalidade infantil e do aumento da mortalidade masculina nos grupos etários jovens, sempre se destacarem nos estudos de estrutura de mortalidade, no caso das macrorregiões estudadas, a atenção deve ser direcionada às idades avançadas. Por último, um estudo posterior considerando outros anos na análise permitirá compreender e comparar evolução do diferencial na mortalidade por sexo em Minas Gerais.

REFERÊNCIAS

ABREU, D. M. X.; CÉSAR C. C.; FRANÇA E. B. Diferenciais entre homens e mulheres na mortalidade evitável no Brasil (1983-2005). **Rev. Saúde Pública**, vol.25, no. 12, Dec 2009.

BRASIL. Ministério da Saúde. DATASUS. **Mortalidade - Minas Gerais**. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?ibge/cnv/obtmg.def>>. Acesso em: 10 abr. 2016

BRASIL. Ministério da Saúde. DATASUS. **População residente - Minas Gerais**. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?ibge/cnv/popmg.def>>. Acesso em: 10 abr. 2016.

CARVALHO, J. A. M. SAWYER, D. O.; RODRIGUES, R.N. **Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia**. 2 ed. rev. – São Paulo: ABEP, 1994.

GJONÇA, A; TOMASSINI, C.; VAUPEL, J. W. Male-female differences in the developed world. Germany: Max Plank Institute for Demographic Research, 1999. (**Working Paper of the Max Plank Institute for Demographic Research**, 9).

GLEI, D. A. **The sex gap in mortality: historical patterns across twenty-four countries**, Tours, France: International Union for the Scientific Study of Population, 2005. (Paper to be presented at Section 203: Gender, Health, and Mortality, IUSSP 2005)

GLEI, D. A.; HORIUCH, S. The narrowing sex differential in life expectancy in high-income population: Effects of differences in the age pattern of mortality. **Population Studies**, London, v. 61, n. 2, p. 141-159, Jul. 2007.

KALACHE, Alexandre et. al. Envelhecimento da população mundial: um desafio novo. **Rev. Saúde Pública**, vol.21, no. 3, p.211-224, Jun 1987.

KALBEN, B. B. Why men die younger: causes of mortality differences by sex. **North American Actuarial Journal**, Schaumburg, v. 4, n. 4, p. 83-111, Out. 2000.

LAURENTI, R.; MELLO JORGE, M.H.P.; GOTLIEB, S.L.D. Perfil epidemiológico da morbi-mortalidade masculina. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v.10, n. 1, p. 35-46, Jan./Mar. 2005.

LEBRÃO, M. L. O envelhecimento no Brasil: aspectos da transição demográfica e epidemiológica. **Saúde Coletiva**, São Paulo, v. 4, p.135-140, 2007.

LIMA, E. E. C. de; QUEIROZ, B. L., SAWYER, D. O. Método de estimação de grau de cobertura em pequenas áreas: uma aplicação nas microrregiões mineiras. **Cad. saúde colet.** 2014, vol.22, n.4, p.409-418.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography: measuring and modeling population process**. Massachusetts: Blackweil Publishers, 2001.

SIMÕES, C. C. S. **Perfis de saúde e mortalidade no Brasil**: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos. Brasília: OPAS, 2002.

SIVIERO, P. C. L. **Níveis e padrões do diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo, 1920 – 2005**. 132f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional de Minas Gerais, UFMG/CEDEPLAR, 2009.

TROVATO, F. **Narrowing sex differential in life expectancy in Canada and Austria: comparative analysis**. In: VIENNA INSTITUTE OF DEMOGRAPHY. Vienna Yearbook of Population Research. Vienna, Austria: Vienna Institute of Demography, 2005. p. 17-52.

VALLIN, J. Mortalidade, sexo e gênero. In: PINNELLI, A. (Org.). **Gênero nos estudos de população**. Campinas: ABEP, 2004. p. 15-54 (Coleção Demographicas, 2)

UNITED NATION. Department of International Economic and Social Affairs. **Population Division. Sex differentials in life expectancy and mortality in developed countries: an analysis by age groups and causes of death from recent and historical data**. Popul Bull UN. 1988;25:65-107.

WISSER O, Vaupel JW. **The sex differential in mortality: a historical comparison of the adult-age pattern of the ratio and the difference**. MPIDR WORKING PAPER WP 2014-

