

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
Faculdade de Ciências Econômicas  
Programa de Pós-Graduação em Demografia

Larissa Gonçalves Souza

**DIFERENCIAL DE GÊNERO NA MORTALIDADE NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO,  
1920 A 2020: padrões por idade e causas de morte**

Belo Horizonte  
2023

Larissa Gonçalves Souza

**DIFERENCIAL DE GÊNERO NA MORTALIDADE NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO,  
1920 A 2020: padrões por idade e causas de morte**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Demografia da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Demografia.

Orientador: Prof. Dr. Cássio Maldonado Turra

Coorientadora: Dra. Marília Regina Nepomuceno

Belo Horizonte  
2023

Ficha catalográfica

S729d Souza, Larissa Gonçalves.  
2023 Diferencial de gênero na mortalidade no município de São Paulo, 1920 a 2020 [manuscrito] : padrões por idade e causas de morte / Larissa Gonçalves Souza. – 2023.

120 f.: il.

Orientador: Cássio Maldonado Turra.

Coorientadora: Marília Regina Nepomuceno

Tese (doutorado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.

Inclui bibliografia.

1. Mortalidade – Teses. 2. Relações de gênero – Teses. 3. Demografia – Teses. I. Turra, Cássio Maldonado. II. Nepomuceno, Marília Regina. III. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 304.64

Elaborado por Adriana Kelly Rodrigues CRB-6/2572  
Biblioteca da FACE/UFMG. – AKR/069/2023



UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS  
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA

ATA DE DEFESA DE TESE DE LARISSA GONÇALVES SOUZA – NÚMERO DE REGISTRO 2019650813.

Às nove horas e trinta minutos horas do dia dezessete do mês de maio de dois mil e vinte e três, reuniu-se, por videoconferência, a Comissão Examinadora de TESE, indicada *ad referendum* pelo Colegiado do Curso em 28/04/2023, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “Diferencial de gênero na mortalidade no município de São Paulo, 1920 a 2020: padrões por idade e causas de morte”, requisito final para a obtenção do Grau de Doutor em Demografia, área de concentração em Demografia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Cássio Maldonado Turra, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra à candidata, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa da candidata. Logo após, a Comissão composta pelos professores Cássio Maldonado Turra, Marília Regina Nepomuceno, Laura Lídia Rodríguez Wong, Bernardo Lanza Queiroz, Pâmila Cristina Lima Siviero e Carl Schmertmann se reuniu, sem a presença da candidata e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão APROVOU a candidata por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente à candidata pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 17 de maio de 2023.

Prof. Cássio Maldonado Turra (Orientador) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Marília Regina Nepomuceno (Coorientadora) (Max Planck Institute for Demographic Research/Alemanha)

Profa. Laura Lídia Rodríguez Wong (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof. Bernardo Lanza Queiroz (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Profa. Pâmila Cristina Lima Siviero (Universidade Federal de São Paulo/UNIFESP)

Prof. Carl Schmertmann (Florida State University)

PROF. GILVAN RAMALHO GUEDES

Subcoordenador do Programa de Pós-Graduação em Demografia



Documento assinado eletronicamente por Pâmila Cristina Lima Siviero, Usuária Externa, em 17/05/2023, às 17:42, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por Cassio Maldonado Turra, Professor do Magistério Superior, em 17/05/2023, às 18:31, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por Bernardo Lanza Queiroz, Professor do Magistério Superior, em 18/05/2023, às 11:10, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por Laura Lidia Rodriguez Wong, Coordenador(a) de curso de pós-graduação, em 19/05/2023, às 19:51, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por Marília Regina Nepomuceno, Usuária Externa, em 23/05/2023, às 06:27, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por Carl Paul Schmertmann, Usuário Externo, em 23/05/2023, às 16:18, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



Documento assinado eletronicamente por Gilvan Ramalho Guedes, Subcoordenador(a), em 23/05/2023, às 17:29, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 5º do [Decreto nº 10.543, de 13 de novembro de 2020](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no site

[https://sei.ufmg.br/sei/controlador\\_externo.php?](https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0)

[acao=documento\\_conferir&id\\_orgao\\_acesso\\_externo=0](https://sei.ufmg.br/sei/controlador_externo.php?acao=documento_conferir&id_orgao_acesso_externo=0), informando o código verificador 2277980 e o código CRC 2C08E705.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus pela oportunidade, apoio e força durante esse período. Aos meus pais Consuela e Rogério pela paciência, compreensão, apoio e por sempre terem investido em meus estudos. À minha irmã Aline pela compreensão e carinho, em todos os momentos.

Agradeço ao meu orientador Cássio Turra e Marília Nepomuceno por terem aceitado me orientar. Agradeço, em especial, por tudo que me ensinaram, pela paciência, conselhos, palavras de incentivo e por terem contribuído para minha formação. Agradeço aos professores do Departamento de Demografia do Cedeplar pelos ensinamentos e palavras de apoio durante esses anos. Agradeço a todos aqueles que fazem parte do Cedeplar e que de forma direta ou indireta contribuíram para minha formação. Agradeço aos meus colegas da Universidade Federal de Alfenas.

Finalmente, um agradecimento especial aos meus amigos que me apoiaram por meio das variadas formas de acolhimento, seja por meio de encontros, mensagens, ligações, abraços ou cafés. Agradeço aos que estiveram comigo desde o primeiro dia dessa jornada e aos que chegaram na etapa final. Decidi não nomear essas pessoas especiais, mas tenho certeza de que cada um sabe a sua importância nessa trajetória, então, a vocês o meu muito obrigada!

## RESUMO

No Brasil, embora seja bem documentado que as mulheres vivem mais e têm uma menor variabilidade da idade à morte, a maioria dos estudos se concentrou em períodos recentes, devido à falta de dados disponíveis. Além disso, permanece uma lacuna sobre a contribuição das causas de morte e grupos etários para explicar o hiato de gênero na mortalidade e sua evolução ao longo de um período mais extenso. Nesse contexto, esta tese contribui para a compreensão dos padrões desiguais de mortalidade entre homens e mulheres ao investigar como e por que a experiência de mortalidade da população masculina e feminina diferiu no município de São Paulo, no período de 1920 a 2020. A escolha do município de São Paulo se deve ao fato de ser um dos mais desenvolvidos do país e por fornecer indicativos da trajetória esperada para as demais regiões. A tese foi dividida em três artigos. No primeiro, o diferencial de gênero na longevidade foi analisado, sob a perspectiva da expectativa de vida aos 10 anos, idade mediana à morte e idade modal à morte. O diferencial de gênero na variabilidade da idade à morte foi examinado por meio da distância interquartilica e do desvio padrão da idade à morte. Os resultados mostraram que as mulheres experimentaram maior idade à morte, em comparação aos homens, em todo o período analisado. Contudo, a menor dispersão da idade à morte entre as mulheres foi observada apenas a partir de meados do século XX. Em relação à tendência temporal, os resultados indicaram que, após um período de ampliação do hiato de gênero na mortalidade, um estreitamento das diferenças tem ocorrido desde 1995. Para analisar a contribuição das causas de morte e grupos etários, primeiro foi necessário tornar as séries de óbitos comparáveis ao longo do tempo, visto que as tendências de mortalidade foram afetadas pelas revisões periódicas na Classificação Internacional de Doenças (CID). Essa etapa foi realizada no segundo artigo, com os dados de óbitos de 1950 a 2020 (CID-6 a CID-10), devido à dificuldade de conciliação de versões anteriores da CID. As séries de óbitos compatibilizadas por causas de morte, grupo etário (a partir do 1º ano de idade) e sexo apresentaram um comportamento coerente, portanto, sem flutuações inesperadas. Esse resultado possibilitou a análise da contribuição do padrão etário e das causas de morte para o diferencial de expectativa de vida à exata idade 1, no terceiro artigo. Assim, a análise de decomposição do hiato de gênero na expectativa de vida indicou que os adultos de 35 a 59 e idosos de 60 a 79 anos foram os grupos que mais contribuíram para a formação do diferencial. Apenas entre 1985 e 2000, a contribuição do grupo etário de 15 a 34 anos cresceu substancialmente, atingindo níveis semelhantes à participação dos idosos. A maior mortalidade dos homens por doenças do aparelho circulatório, causas externas e neoplasias explicou a maior parte do hiato de gênero, em todo período analisado. A tendência de aumento do hiato de gênero na expectativa de vida até 1995, seguida pela diminuição do diferencial, foi explicada, principalmente, pela variação da mortalidade nos grupos etários de 15 a 34 anos e 35 a 59 anos. A contribuição desses grupos etários foi associada, em grande parte, à mortalidade por causas externas. No entanto, os resultados sugerem que reduções futuras do hiato gênero na mortalidade dependerão não só da contínua diminuição da diferença de mortalidade por causas externas, mas, sobretudo da mortalidade por doenças do aparelho circulatório e neoplasias, principalmente entre os idosos. Os achados desta tese contribuem para melhor compreensão dos padrões desiguais de mortalidade entre homens e mulheres, fornecendo subsídios para ações direcionadas à diminuição do diferencial de gênero na mortalidade.

**Palavras-chave:** Diferenciais de mortalidade; gênero; causas de morte; município de São Paulo.

## ABSTRACT

In Brazil, it is well-documented that women live longer and have less variability in age at death than men. However, most studies focus on recent periods due to insufficient available data. In addition, there is a gap in understanding the contribution of causes of death and age groups to explain the gender gap in mortality and its evolution over a more extended period. In this context, this dissertation contributes to understanding the unequal patterns of mortality between men and women by investigating how and why the mortality experience of the male and female population differed in the municipality of São Paulo from 1920 to 2020. The choice of São Paulo municipality is due to its being one of the most developed in the country and providing indications of the expected trajectory for other regions. The study is divided into three articles. In the first one, the gender differential in longevity is analyzed from the perspective of life expectancy at age 10, the median age at death, and the modal age at death. The gender differential in age variability at death is examined through the interquartile range and standard deviation of age at death. The results show that women experienced a higher age at death than men throughout the analysis period. However, the lowest dispersion of age at death among women was observed only since the middle of the 20th century. Regarding the temporal trend, the results indicated that after a period of widening the gender gap in mortality, the differences have narrowed since 1995. To analyze the contribution of causes of death and age groups, it was first necessary to make the series of deaths comparable over time since mortality trends were affected by periodic revisions in the International Classification of Diseases (ICD). This step was carried out in the second article, using death data from 1950 to 2020 (from ICD-6 to ICD-10) due to the difficulty of reconciling previous versions of the ICD. The death series adjusted for the cause of death, age group (from 1 year of age), and sex. The results show consistent behavior without unexpected fluctuations. The estimates allowed for the analysis of the contribution of age patterns and causes of death to the differential life expectancy at age one in the third article. The study of the gender gap decomposition in life expectancy indicate that middle-aged and older adults aged 35-59 and 60-79 years were the main contributors to the differential formation. Only between 1985 and 2000 did the 15-34 age group contribute substantially, reaching similar levels of participation as older adults. Men's higher mortality due to circulatory system diseases, external causes, and neoplasms explained most of the gender gap in all periods analyzed. The trend of increasing the gender gap in life expectancy until 1995, followed by a decrease in the differential, was mainly explained by the variation in mortality in the 15-34 and 35-59 age groups. The contribution of these age groups was primarily associated with mortality due to external causes. However, the results suggest that in the future, reductions in the gender gap in mortality will depend not only on the continued decrease in the mortality difference from external causes but, above all, on mortality due to circulatory system diseases and neoplasms, especially among older adults. Our findings contribute to a better understanding of unequal mortality patterns between men and women, supporting actions to reduce the gender differential in mortality.

**Keywords:** Mortality differentials; gender; causes of death; municipality of São Paulo.



## Sumário

<b>1. INTRODUÇÃO</b> .....	<b>10</b>
<b>2. ARTIGO 1 - Evolução do diferencial de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte, no município de São Paulo (1920-2020)</b> .....	<b>13</b>
<b>2.1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>13</b>
<b>2.2 A EVOLUÇÃO DA MORTALIDADE NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO</b> .....	<b>15</b>
<b>2.3 DADOS E MÉTODOS</b> .....	<b>18</b>
2.3.1 <i>Desagregação dos dados por grupos de idade quinquenais</i> .....	18
2.3.2 <i>Correção da invasão de óbitos</i> .....	19
2.3.3 <i>Correção do sub-registro de óbitos</i> .....	19
2.3.4 <i>Desagregação dos dados por idade simples</i> .....	20
2.3.5 <i>Cálculo das taxas de mortalidade por idade</i> .....	20
2.3.6 <i>Cálculo dos indicadores de longevidade e de variabilidade da idade à morte</i> .....	22
<b>2.4 RESULTADOS</b> .....	<b>24</b>
<b>2.5 DISCUSSÃO</b> .....	<b>35</b>
<b>APÊNDICE 1</b> .....	<b>40</b>
<b>3. ARTIGO 2 - Compatibilização das séries de óbitos por causa de morte do município de São Paulo, 1950 a 2020</b> .....	<b>43</b>
<b>3.1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>43</b>
<b>3.2 BREVE HISTÓRICO SOBRE A CLASSIFICAÇÃO INTERNACIONAL DE DOENÇAS</b> .....	<b>45</b>
<b>3.3 ABORDAGENS DE RECONSTRUÇÃO DE SÉRIES DE ÓBITOS POR CAUSAS DE MORTE</b> .....	<b>46</b>
<b>3.4 DADOS E MÉTODOS</b> .....	<b>49</b>
3.4.1 <i>Dados</i> .....	49
3.4.2 <i>Correções dos dados de óbitos</i> .....	50
3.4.3 <i>Abordagem para compatibilização dos óbitos por causa de morte</i> .....	51
<b>3.5 RESULTADOS</b> .....	<b>54</b>
3.5.1 <i>Séries de óbitos reclassificadas por causa de morte</i> .....	54
3.5.2 <i>Evolução da distribuição proporcional dos óbitos por causa de morte</i> .....	57
3.5.3 <i>Evolução da principal causa de morte, por grupo etário</i> .....	61
<b>3.6 DISCUSSÃO</b> .....	<b>66</b>
<b>APÊNDICE 2</b> .....	<b>71</b>
<b>4. ARTIGO 3 - Níveis e padrões por idade e causas de morte do diferencial de gênero na mortalidade, município de São Paulo, 1950 a 2020</b> .....	<b>77</b>
<b>4.1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>77</b>

<b>4.2 CONTRIBUIÇÃO DOS GRUPOS ETÁRIOS E CAUSAS DE MORTE PARA O DIFERENCIAL DE GÊNERO NA MORTALIDADE .....</b>	<b>80</b>
<b>4.3 DADOS E MÉTODOS.....</b>	<b>83</b>
4.3.1 <i>Indicadores dos níveis e padrões do diferencial de gênero na mortalidade.....</i>	84
<b>4.4 RESULTADOS.....</b>	<b>86</b>
4.4.1 <i>Padrão etário do diferencial de mortalidade entre homens e mulheres .....</i>	86
4.4.2 <i>Hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1.....</i>	88
4.4.3 <i>Contribuição dos grupos etários para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1.....</i>	89
4.4.4 <i>Contribuição das causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1 .....</i>	91
4.4.5 <i>Contribuição dos grupos etários e causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1 .....</i>	92
4.4.6 <i>Contribuição dos grupos etários e causas de morte para variação do hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1 .....</i>	94
<b>4.5 DISCUSSÃO.....</b>	<b>96</b>
<b>APÊNDICE 3.....</b>	<b>100</b>
<b>5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>109</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>112</b>

## 1. INTRODUÇÃO

Na maioria dos países do mundo, as mulheres esperam viver, em média, mais anos do que os homens (BARFORD et al., 2006; CRIMMINS et al., 2019; GLEI; HORIUCHI, 2007; WISSER; VAUPEL, 2014). A determinação desse hiato de mortalidade entre homens e mulheres está associada ao sexo biológico, que constitui um marcador das características biológicas predeterminadas, e ao sexo socialmente construído, ou seja, o gênero<sup>1</sup> (VALLIN, 2004). Neste estudo, apesar dos dados derivarem de declarações de óbitos por sexo, o diferencial de mortalidade entre homens e mulheres será tratado como um diferencial de gênero. Isso porque as diferenças biológicas explicam apenas uma parcela modesta do hiato de mortalidade entre homens e mulheres, que é atenuado e/ou intensificado, em grande parte, por diferenças sociais, comportamentais e culturais (BARATA, 2009; LUY, 2003; MADIGAN, 1957; ROGERS et al., 2010; WISSER; VAUPEL, 2014).

Em geral, os homens são socializados a suportar dores físicas e emocionais e a assumir comportamentos de risco, como reafirmação de sua masculinidade (GJONÇA et al., 2005; WISSER; VAUPEL, 2014). Assim, a adoção de comportamentos nocivos à saúde, a maior exposição a riscos ocupacionais e o estilo de vida mais arriscado dos homens são frequentemente elencados como fatores explicativos do hiato de gênero na mortalidade (OKSUZYAN et al., 2008; PAMPEL, 2002; ROGERS et al., 2010; WISSER; VAUPEL, 2014). Ao mesmo tempo, as mulheres se beneficiam com as consequências da maior atenção aos cuidados com a saúde, incluindo a preventiva (BERTAKIS et al., 2000). Esses fatores, associados à desvantagem biológica preexistente entre os homens, ajudam a explicar a formação do hiato de gênero na mortalidade e sua variação ao longo do tempo.

No Brasil, embora a maior longevidade e a menor variabilidade da idade à morte das mulheres, em comparação aos homens, estejam bem documentadas, a maioria dos estudos se restringiu a períodos recentes, em razão da limitação dos dados disponíveis (ABREU; CÉSAR; FRANÇA, 2009; AQUINO et al., 1991; GONZAGA; QUEIROZ; MACHADO,

---

<sup>1</sup> Na área da saúde, o conceito de gênero tem sido utilizado para “marcar características próprias aos comportamentos de grupos de sujeitos sociais e para estabelecer o contraste entre masculino e feminino, mas, principalmente, para focar as relações que se estabelecem entre masculino e feminino no âmbito social e que apresentam repercussões para o estado de saúde e para o acesso e utilização dos serviços de saúde” (BARATA, 2009, p. 73).

2009; PINHEIRO, 2019; SIVIERO; SOUZA; MACHADO, 2019; SOUZA; SIVIERO, 2015; TABUTIN et al., 2017). Apenas para o município de São Paulo, o hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer foi analisado por um período histórico, de 1920 a 2005 (SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). Além disso, pouco se sabe sobre as seguintes questões: Como evoluiu o diferencial de gênero na mortalidade, sob a perspectiva de diferentes indicadores de longevidade e de variabilidade da idade à morte, em um período histórico? Como as causas de morte contribuíram para explicar o hiato de gênero na mortalidade e sua evolução ao longo do tempo?

As respostas para essas questões contribuem para melhorar a compreensão dos padrões desiguais de mortalidade entre homens e mulheres, fornecendo subsídios para ações direcionadas à redução do diferencial de gênero na mortalidade, para as projeções de população e para a estimação de demandas do sistema de saúde e por cuidados. Nesse contexto, o objetivo desta tese é compreender como e por que a experiência de mortalidade de homens e mulheres diferiu no município de São Paulo, no período de 1920 a 2020.

A escolha do município de São Paulo se deu por ser um dos municípios mais desenvolvidos do país e pioneiro nos processos de mortalidade. Dessa forma, as evidências do diferencial de gênero na mortalidade para o município fornecem indicativos da trajetória esperada para as demais regiões do país. Essa característica é importante, visto que a indisponibilidade de informações de qualidade, ao longo de um período histórico, dificulta a análise para o Brasil e demais regiões. No entanto, para o município de São Paulo, a Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação SEADE) detém uma longa série de dados de mortalidade de boa qualidade, o que possibilitou a análise desde 1920.

A tese foi dividida em três artigos. No primeiro, o objetivo foi examinar a evolução do diferencial de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte, no município de São Paulo, entre 1920 e 2020. Embora o diferencial de gênero na mortalidade seja amplamente estudado através da expectativa de vida ao nascer, a adoção de outros indicadores de longevidade e de dispersão da idade à morte tornam a análise mais completa e possibilitam obter evidências não captadas com precisão pelas medidas mais comumente utilizadas. Neste estudo, o intervalo etário de análise foi restringido com início aos 10 anos,

visto que parte do período de análise abrange um estágio de mortalidade infantil alta, o que afetaria fortemente os indicadores de variabilidade da idade à morte.

O segundo e terceiro artigos tiveram por objetivo investigar como o padrão de causas de morte evoluiu e contribuiu para explicar as tendências do diferencial de gênero na mortalidade, entre 1950 e 2020. Para tal, em primeiro lugar, foi preciso tornar as séries de óbitos por causas de morte compatíveis ao longo do tempo, considerando as revisões na Classificação Internacional de Doenças (CID). Essa etapa foi necessária porque os óbitos foram classificados de acordo com cinco revisões da CID (CID-6 a CID-10), ao longo do período de interesse.

Portanto, o objetivo do segundo artigo foi reconstruir as séries de óbitos por causa de morte, grupo etário quinquenal e sexo, a partir dos dados do município de São Paulo, entre 1950 e 2020. Especificamente, procurou-se analisar as mudanças na distribuição proporcional das principais causas de morte no município, ao longo do tempo. Devido a dificuldades metodológicas, a compatibilização das séries de óbitos por causas de morte foi feita a partir do 1º ano de idade. Por fim, espera-se que os resultados possibilitem o desenvolvimento de estudos futuros sobre a mortalidade por causas de morte no município.

No terceiro artigo, a partir das séries compatibilizadas, foi examinada a contribuição das principais causas de morte para o diferencial de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, no município de São Paulo, entre 1950 e 2020. A escolha de analisar o hiato de gênero na mortalidade a partir do 1º ano de idade se deu devido à disponibilidade dos dados de óbitos compatibilizados no segundo artigo. No entanto, é importante ressaltar que, à medida que a mortalidade infantil reduz, a diferença entre o hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer e à exata idade 1 também diminui, sendo inferior a 0,2 anos, a partir de 1990. Assim, mesmo diante da restrição de análise a partir do 1º ano de idade, os resultados possibilitam explicar a maior parte do diferencial de gênero na mortalidade experimentado ao longo da vida. Dessa forma, a partir da identificação do papel desempenhado por cada grupo de causas de morte para os diferenciais encontrados, espera-se poder entender melhor a dinâmica do hiato de gênero, no município de São Paulo, tanto para fins de análise histórica quanto prospectiva.

## **2. ARTIGO 1 - Evolução do diferencial de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte, no município de São Paulo (1920-2020)**

### **2.1 INTRODUÇÃO**

Durante o declínio histórico da mortalidade, a distribuição de óbitos foi deslocada em direção às idades mais avançadas e a variabilidade da idade à morte diminuiu, ou seja, o tempo de vida aumentou e a incerteza em relação à idade à morte se tornou menor do que no passado (ABURTO et al., 2020; CANUDAS-ROMO, 2010; CHEUNG et al., 2005; EDWARDS; TULJAPURKAR, 2005; HORIUCHI et al., 2013; NEPOMUCENO et al., 2022; OUELLETTE; BOURBEAU, 2011; THATCHER et al., 2010; WILMOTH, 2000). Essas mudanças no nível e no padrão de mortalidade por idade ocorreram de forma distinta entre países e subgrupos populacionais, produzindo diferenciais na mortalidade, dentre os quais aqueles entre homens e mulheres (CRIMMINS et al., 2019; TIMONIN et al., 2016).

Atualmente, as mulheres experimentam maior idade à morte e menor dispersão dos óbitos ao redor dessa idade (CRIMMINS et al., 2019; GAMBONI, 2017; GLEI; HORIUCHI, 2007; PRESTON; WANG, 2006; TROVATO; HEYEN, 2006). Esse diferencial de mortalidade tem sido atribuído a determinantes biológicos, comportamentais e sociais (OKSUZYAN et al., 2008). Nesse sentido, a maior predisposição dos homens a estilos de vida mais arriscados e prejudiciais à saúde, em conjunto com sua desvantagem biológica preexistente, contribui para explicar o diferencial de mortalidade entre homens e mulheres (OKSUZYAN et al., 2008; ROGERS et al., 2010; WISSER; VAUPEL, 2014).

Na literatura, apesar do hiato de gênero na mortalidade estar bem documentado, sob a perspectiva da expectativa de vida ao nascer, tem crescido o interesse por uma análise mais profunda das diferenças no nível e no padrão de mortalidade por idade (CANUDAS-ROMO, 2010; CRIMMINS et al., 2019; GAMBONI, 2017; HORIUCHI et al., 2013; PINHEIRO, 2019; PRESTON; WANG, 2006; ZUREICK, 2010). Diante disso, indicadores adicionais de longevidade e de dispersão da idade à morte têm sido usados para descrever a distribuição de óbitos por idade.

A diferença entre a expectativa de vida ao nascer de homens e mulheres é uma medida resumo das disparidades de mortalidade em todas as idades. A importância de complementar a

análise do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer com outros indicadores de longevidade, como as idades mediana e modal à morte, consiste na possibilidade de captar de forma agregada as disparidades no nível de mortalidade em grupos etários específicos (CANUDAS-ROMO, 2010). De um lado, o hiato de gênero na idade mediana à morte reflete apenas as disparidades de mortalidade entre homens e mulheres em idades abaixo dela. Isso porque, por definição, a idade mediana à morte refere-se àquela em que metade da população já morreu (CANUDAS-ROMO, 2010). De outro lado, a diferença de gênero na idade modal, localizada nas idades avançadas, é determinada pelas disparidades de mortalidade nas idades mais velhas (CANUDAS-ROMO, 2010; HORIUCHI et al., 2013).

Desse modo, as tendências na magnitude e ritmo de mudanças do hiato de gênero na longevidade podem se diferenciar de acordo com o indicador examinado. Evidências dos países desenvolvidos mostram que o diferencial de gênero na expectativa de vida ao nascer aumentou do início de 1900 até cerca de 1980, quando passou a diminuir (CRIMMINS et al., 2019; GLEI; HORIUCHI, 2007; MESLÉ, 2004; PRESTON; WANG, 2006; TROVATO; HEYEN, 2006). Em contrapartida, análises da idade modal sugerem que o hiato de gênero foi marcado por diferenças menores, além de reduzir antes e de forma mais evidente do que na expectativa de vida ao nascer (CHEUNG et al., 2009; HORIUCHI et al., 2013).

Em relação à variabilidade da idade à morte, ao contrário do verificado no hiato de gênero na longevidade, a vantagem feminina é um fenômeno relativamente recente (GAMBONI, 2017; ZUREICK, 2010). Na maioria dos países desenvolvidos, até cerca de 1938, as mulheres experimentavam incerteza quanto ao momento da morte similar ou superior aos homens (ZUREICK, 2010). Essa relação se modificou durante a transição epidemiológica, em decorrência da maior redução da mortalidade feminina por doenças infecciosas, nas idades jovens, o que contribuiu para o rápido declínio da dispersão da idade à morte feminina (ZUREICK, 2010).

No que diz respeito aos países em desenvolvimento, observa-se que a tendência do diferencial de gênero na mortalidade é semelhante à verificada nos países desenvolvidos, porém com diferenças associadas ao momento e magnitude das mudanças (CHISUMPA; ODIMEGWU, 2018; GONZAGA; QUEIROZ; LIMA, 2018; PINHEIRO, 2019; TABUTIN et al., 2017; ZUREICK, 2010). As evidências para o Brasil, em especial, mostram que,

mesmo diante do declínio do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer, o diferencial na idade modal à morte continuou crescendo, pelo menos entre 1980 e 2010 (PINHEIRO, 2019; TABUTIN et al., 2017). Em contrapartida, desde 1991, tem ocorrido um estreitamento das diferenças na variabilidade da idade à morte entre homens e mulheres (PINHEIRO, 2019).

De modo geral, no Brasil há um consenso sobre a maior longevidade e menor variabilidade da idade à morte das mulheres, em relação aos homens, contudo, devido à ausência de séries históricas de dados de boa qualidade, a maioria dos estudos se concentrou em períodos recentes (ABREU; CÉSAR; FRANÇA, 2009; AQUINO et al., 1991; GONZAGA; QUEIROZ; MACHADO, 2009; PINHEIRO, 2019; TABUTIN et al., 2017). Em particular, esforços para compreender a evolução do diferencial de gênero na expectativa de vida ao nascer, por um longo período, compreendido entre 1920 e 2005, foram identificados em uma análise do município de São Paulo (SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). No entanto, ainda há uma lacuna na literatura nacional sobre a tendência histórica do diferencial de gênero no nível de mortalidade, sob a perspectiva de diferentes indicadores de longevidade, e na dispersão da idade à morte.

Nesse contexto, o objetivo deste artigo é examinar a evolução do diferencial de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte, no município de São Paulo, entre 1920 e 2020. A capital foi escolhida devido à disponibilidade de uma longa série de dados, com registros de boa qualidade (FERREIRA, 1981; SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). Ademais, por ser um dos municípios mais desenvolvidos do Brasil, é provável que o município de São Paulo se beneficie primeiro dos progressos observados na mortalidade. Por isso, o estudo do município permite obter evidências sobre prováveis trajetórias a serem percorridas pelo hiato de gênero na mortalidade em regiões menos desenvolvidas do país. Esses resultados podem constituir uma importante ferramenta de monitoramento da necessidade de intervenções específicas, a fim de reduzir padrões desiguais de mortalidade. Além disso, podem fornecer subsídios para as projeções de população.

## **2.2 A EVOLUÇÃO DA MORTALIDADE NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO**

Entre 1920 e 2020, o município de São Paulo sofreu profundas transformações no seu perfil epidemiológico e de mortalidade. De 1920 a 1940, a expectativa de vida ao nascer de homens



e mulheres aumentou de 30,9 para 48,2 anos e de 36,3 para 52,4 anos, respectivamente (SIVIERO, 2009). Entre 1940 e 1950, a taxa de mortalidade materna reduziu rapidamente passando de 420 óbitos maternos por 100 mil nascidos vivos para menos da metade (FERREIRA; CENEVIVA, 1986). A partir de 1950, a tendência de declínio da mortalidade materna continuou, porém com decréscimos mais lentos, alcançando 54 óbitos por 100 mil nascidos vivos, em 1980 (FERREIRA; CENEVIVA, 1986).

Ainda na década de 1950, a mortalidade infantil diminuiu, passando de cerca de 89,7 para 73,0 óbitos por 1000 nascidos vivos, em 1966 (FERREIRA, 1989; MILANESI; LAURENTI, 1967). O declínio da mortalidade materna e infantil ocorreram associados à introdução de antibióticos, avanços na medicina obstétrica e medidas de saúde pública e saneamento básico, o que levou à redução da letalidade e erradicação de diversas doenças infecciosas e parasitárias, no município de São Paulo (FERREIRA, 1989; FERREIRA; CENEVIVA, 1986; MILANESI; LAURENTI, 1967).

De meados da década de 60 até a primeira metade de 1970, decréscimos mais lentos e até mesmo uma elevação da mortalidade foram observados (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996). Essas mudanças foram explicadas pelos ganhos cada vez menores, resultantes da diminuição da incidência das doenças infecciosas e parasitárias, e pelo crescimento acelerado da população, associado a uma expansão lenta da infraestrutura urbana de serviços básicos, o que agravou as condições de vida nos setores periféricos (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1998).

A partir da segunda metade de 1970, novas melhorias na mortalidade infanto-juvenil e adulta foram registradas, em decorrência das medidas de saúde pública e infraestrutura, especialmente nas áreas de atendimento médico, cobertura vacinal e expansão na rede de água e esgoto (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996). Dessa forma, esses avanços contribuíram para a retomada da diminuição da mortalidade precoce e novos ganhos de expectativa de vida ao nascer, que alcançou 62,9 e 70,7 anos para homens e mulheres, respectivamente, em 1980 (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1998; SIVIERO, 2009).

Durante a década de 80, a tendência de declínio da mortalidade infantil continuou a ser verificada, o que contribuiu para o aumento da expectativa de vida ao nascer (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1998). No entanto, entre 1980 e 1991, os homens experimentaram uma

elevação na mortalidade de 15 a 39 anos e quase estagnação acima dos 40 anos, no município de São Paulo. Essa piora na mortalidade foi em grande parte associada às mortes por causas externas, principalmente por homicídios e acidentes de trânsito (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996, 1998). No mesmo período, a mortalidade das mulheres diminuiu em todas as idades (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996).

A partir de 1991, a piora da mortalidade entre 10 e 44 anos foi observada até mesmo entre as mulheres, o que desacelerou os ganhos de longevidade (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1998). Entre 1980 e 1996, a taxa de mortalidade por causas externas aumentou de 150 para 250 óbitos por 100.000 habitantes (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1998). Entretanto, desde o ano 2000, as mortes por causas externas têm diminuído no Estado e município de São Paulo (FERREIRA; CASTIÑEIRA; ARANHA, 2019; PERES et al., 2011).

Concomitante ao aumento da mortalidade por causas externas, o município de São Paulo enfrentou uma epidemia de Síndrome da Imunodeficiência Adquirida (AIDS), com início na década de 80 (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996, 1998). A capital concentrou o maior número de casos no Brasil, atingindo principalmente os homens jovens e adultos, com um rápido aumento ao longo do tempo. Entre 1989 e 1991, a taxa de mortalidade por AIDS dos homens passou de 18,37 para 37,66 óbitos por 100.000 habitantes, enquanto para as mulheres a mudança foi de 2,56 para 6,78 óbitos por 100.000 habitantes (GIRALDELLI, 1992). A mortalidade por ADIS continuou aumentando até cerca de 1995, quando a tendência se inverteu e a mortalidade passou a reduzir (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1998).

Com o avanço da transição da mortalidade, o padrão de causas de mortes no município sofreu transformações, marcadas pelo declínio dos óbitos por doenças infecciosas e parasitárias, que passou de cerca de 45,7% do total de óbitos, em 1991, para 9,7%, em 2000 (BUCHALLA; WALDMAN; LAURENTI, 2003). Além disso, associado ao aumento da proporção de idosos na população, houve um adiamento da mortalidade para as idades mais avançadas e uma elevação da proporção de mortes por doenças crônico degenerativas (BUCHALLA; WALDMAN; LAURENTI, 2003; CAMARGO, 2016).

Essas mudanças na mortalidade do município de São Paulo, observadas ao longo do tempo, ocorreram de formas diferentes para homens e mulheres impactando diretamente no hiato de expectativa de vida ao nascer. Nesse contexto, um estudo dos níveis e padrões do diferencial

de mortalidade entre homens e mulheres, no município de São Paulo, entre 1920 e 2005 mostrou um comportamento semelhante ao verificado nos países desenvolvidos. De 1920 a 1995, o diferencial apresentou uma tendência crescente, passando de 5,7 para 10,9 anos, desde então tem diminuído, atingindo 8,2 anos, em 2005 (SIVIERO, 2009; SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). Além disso, apesar das diferenças de mortalidade nas idades jovens explicar grande parte da variação do diferencial de gênero na mortalidade, no período analisado, a participação das idades avançadas também foi elevada (SIVIERO, 2009; SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). De forma geral, o município de São Paulo experimentou profundas transformações no seu padrão epidemiológico e de mortalidade, que podem contribuir para compreender a evolução do diferencial de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte, ao longo do tempo.

## **2.3 DADOS E MÉTODOS**

Os dados de óbitos do município de São Paulo, desagregados por grupo etário e sexo, no período de 1920 a 2019, são provenientes do Registro Civil, disponibilizados pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade). As informações de 2020 são do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM), coletadas no Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Os dados de população, estratificados por grupo etário e sexo, são oriundos dos censos demográficos. As informações dos anos de 1920, 1940, 1950 e 1960 foram disponibilizadas pela Fundação Seade e dos demais anos censitários foram coletadas no endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A população de 1930 e dos anos intercensitários foram estimadas interpolando as informações populacionais, via taxa de crescimento intercensitária.

### *2.3.1 Desagregação dos dados por grupos de idade quinquenais*

Como primeira etapa, a técnica de interpolação osculatória de *Karup-King* foi empregada para desagregar os grupos etários decenais em quinquenais. O procedimento foi feito nos dados de óbitos, no período de 1920 a 1923, e nos de população, nos anos 1920, 1940, 1950 e 1960. O método de *Karup-King* foi escolhido por ter um poder de menor suavização e, portanto, de modificação dos dados originais (SIEGEL; SWANSON, 2004). Essa era uma propriedade importante nesta etapa, visto que, após esse ajuste, foram avaliadas e corrigidas

distorções nas informações de mortalidade, referentes à invasão de óbitos e ao subregistro de óbitos. Nesse contexto, os dados originais deveriam ser desagregados, mas com o menor o nível de suavização possível.

### *2.3.2 Correção da invasão de óbitos*

Até 1969, os óbitos no município de São Paulo eram registrados por local de ocorrência. Consequentemente, a mortalidade no município, que deveria refletir somente as condições reais da população residente, era sobrestimada (BERQUÓ; GONÇALVES, 1974). Diante disso, o fenômeno de invasão de óbitos foi corrigido no período de 1920 a 1969, com um fator de ajuste estimado a partir das informações de óbitos de não residentes, fornecidas por Berquó e Gonçalves (1974). As autoras analisaram os atestados de óbitos do município de São Paulo, provenientes do Departamento de Arquivo do Estado de São Paulo, no período de 1929 a 1970, e calcularam a média de óbitos de não residentes nos triênios de 1929/31, 1939/41, 1949/51, 1959/61 e do ano 1968, por sexo e grupo etário quinquenal. Com esse resultado, a proporção de óbitos invasores foi quantificada, por sexo, para os grupos etários de 0 a 1 ano, 1 a 4 anos, 5 a 14 anos, 15 a 49 anos e 50 anos e mais, em todos os anos de 1939 a 1968.

Como as proporções fornecidas por Berquó e Gonçalves (1974) abrangem faixas etárias extensas, nesse estudo a proporção de óbitos invasores por grupo etário quinquenal e sexo foi calculada a partir das informações da média de óbitos de não residentes nos triênios e no ano de 1968. Para estimar a proporção de óbitos de não residentes nos anos intermediários foi adotado como pressuposto a variação linear das proporções, ao longo do tempo, conforme sugerido por Siviero, Turra e Rodrigues (2011). É importante ressaltar que, segundo Berquó e Gonçalves (1974), a participação da evasão de óbitos do município de São Paulo para outras localidades é pequena e, por isso, não há necessidade de correção.

### *2.3.3 Correção do sub-registro de óbitos*

Em seguida, o grau de cobertura das informações óbitos, por sexo e período foi corrigido utilizando fatores de correção calculados por Siviero, Turra e Rodrigues (2011). Os autores aplicaram o método *General Growth Balance* (GGB) e encontraram um grau de cobertura do registro de óbitos de homens e mulheres, respectivamente, de 0,727 e 0,809, no período de 1920-1930, e de 0,808 e 0,881, no período de 1930-1940. De 1940 em diante, os resultados

sugeriram cobertura aproximadamente completa, consistente com o observado por outros autores na literatura (FERREIRA, 1981; SILVA, 2009).

#### 2.3.4 Desagregação dos dados por idade simples

Com o intuito de obter tábuas de vida por idade simples, para os anos de 1920 a 2020, os dados de população e óbitos, que já haviam sido desagregados para grupos quinquenais pelo método de *Karup-King*, foram desagregados em idades simples utilizando a técnica de *Beers Modified*. Para os propósitos desse estudo, esse método forneceu resultados mais consistentes por idade simples, em relação ao método de *Karup-King*, principalmente nos anos iniciais, no qual o seu poder de suavização minimizou as variações erráticas nos dados. A título de ilustração das diferenças entre os resultados obtidos com a aplicação de cada método, a Figura 1A do Apêndice 1 apresenta as distribuições de óbitos por idade dos homens, com os dados de população e óbitos desagregados em idade simples via método de *Beers Modified* e *Karup-King*, em 1950. É possível observar que, apesar do padrão resultante ser semelhante independentemente do método adotado, a curva da distribuição de óbitos com o uso do método *Beers Modified* é mais suavizada. Por esse motivo, essa técnica foi escolhida, visto que era desejável maior nível de suavização para o cálculo do indicador de idade modal à morte. Apenas o grupo etário de 10 a 14 anos foi desagregado por meio do modelo de ligação composta, proposto por Rizzi et al. (2015). Esse procedimento foi necessário, pois a técnica de *Beers Modified* produziu valores negativos para essas idades. Os dois métodos foram aplicados com as funções do pacote *DemoTools*, no software *R* (RIFFE et al., 2019).

#### 2.3.5 Cálculo das taxas de mortalidade por idade

As taxas específicas de mortalidade por idade foram calculadas por meio da divisão da média móvel do número de óbitos de três anos consecutivos, centrada no ano intermediário, dividida pelo tamanho da população no meio do ano intermediário. A média foi adotada com o intuito de diminuir flutuações aleatórias anuais. Para evitar influência da mortalidade infantil nos indicadores de variabilidade da idade à morte, o intervalo etário de análise foi restringido com início aos 10 anos. Essa idade, considerada arbitrária, é adotada em diversos outros estudos, visto que mesmo uma mortalidade infantil baixa afeta fortemente os indicadores de variabilidade da idade à morte (EDWARDS; TULJAPURKAR, 2005; GAMBONI, 2017; HORIUCHI et al., 2013; OUELLETTE; BOURBEAU, 2011; ZUREICK, 2010). Neste

estudo, essa restrição é importante, porque boa parte do período de análise abrange uma fase de mortalidade infantil alta, o que poderia afetar fortemente os indicadores de variabilidade da idade à morte.

Para que as tábuas de vida por idade simples fossem calculadas até os 100 anos, a mortalidade dos idosos foi estimada a partir de modelos matemáticos. De modo geral, não há um consenso sobre o comportamento da mortalidade nas idades avançadas (RIFFE; NEPOMUCENO; BASELLINI, 2020). Estudos sugerem que uma desaceleração do aumento da mortalidade com a idade, após os 80 anos, precede o crescimento exponencial da mortalidade, observado desde a meia idade (HORIUCHI; WILMOTH, 1998; THATCHER, 1999; THATCHER; KANNISTO; VAUPEL, 1998). Assim, as taxas mais lentas de aumento da mortalidade com a idade produziriam um platô de mortalidade. Nesse sentido, para estimar a mortalidade nas idades avançadas, essas abordagens propuseram o uso de um modelo logístico. Por outro lado, outras abordagens sugerem que a mortalidade continua a crescer exponencialmente mesmo nas idades mais avançadas, o que é representado pela lei de mortalidade de Gompertz (GAVRILOVA; GAVRILOV, 2015). O argumento desses autores está baseado nas distorções resultantes de erros de declaração de idade que levariam à subestimação da mortalidade e explicariam os achados de desaceleração (GAVRILOV; GAVRILOVA, 2019).

Diante disso, a mortalidade dos idosos foi estimada usando duas alternativas metodológicas: a lei de mortalidade de Gompertz e um modelo logístico simples de dois parâmetros, denominado Kannisto. Para estimar os parâmetros do modelo foram utilizados os dados de mortalidade de 60 a 79 anos. A adoção de idades iniciais superiores a 60 anos foi testada, mas este cenário produziu um cruzamento não esperado das taxas específicas de mortalidade de homens e mulheres ao longo do tempo. Após a estimação dos parâmetros, a mortalidade do segmento etário de 65 a 79 anos, por idade simples, foi ajustada e extrapolada até 100 anos. A idade inicial de 65 anos foi escolhida devido à necessidade de se obter curvas de distribuição de óbitos por idade suficientemente suavizadas, nas idades avançadas, para o cálculo da idade modal à morte. As estimativas foram obtidas a partir das funções do pacote *MortalityLaws* no software *R* (PASCARIU, 2020).

### 2.3.6 Cálculo dos indicadores de longevidade e de variabilidade da idade à morte

Por fim, a partir das funções da tábua de vida foram calculados três indicadores de longevidade (expectativa de vida aos 10 anos, idade mediana à morte e idade modal à morte) e dois de dispersão da idade à morte (distância interquartílica da idade à morte e desvio-padrão da idade à morte), definidos a seguir:

1. Idade mediana à morte (MED): refere-se à idade em que o número de sobreviventes à exata idade  $x$  ( $l_x$ ) é igual à 50% do tamanho inicial da coorte. Se não houver redução da mortalidade em idades inferiores à mediana, o indicador não sofrerá alterações, mesmo diante de quedas expressivas em idades superiores (CANUDAS-ROMO, 2010).

2. Idade modal à morte (M): corresponde à idade em que ocorre a maior concentração dos óbitos (HORIUCHI et al., 2013; KANNISTO, 2001). O objeto de estudo deste artigo é a última idade modal que, por ser localizada nas idades mais avançadas, é altamente dependente do modelo de estimação da mortalidade dos idosos. Em relação à dinâmica de mudanças desse indicador, caso haja declínio da mortalidade apenas em idades inferiores à M, mais sobreviventes alcançarão essa idade que concentrará um número ainda maior de mortes, se mantendo como a moda (CANUDAS-ROMO, 2010). Em contrapartida, reduções na mortalidade em idades superiores à M podem levar ao aumento do indicador. Contudo, um número de sobreviventes suficiente deve alcançar essa idade para superar o número de óbitos na idade modal à morte.

Dentre as vantagens de utilizar esse indicador no estudo de diferenciais de mortalidade destaca-se a sua fácil interpretação, além de não sofrer efeito das mudanças na mortalidade nas idades jovens e adultas e não depender da seleção arbitrária de um grupo etário para definição das idades avançadas, como no caso da expectativa de vida a partir de determinada idade (DIACONU; RAALTE; MARTIKAINEN, 2022; HORIUCHI et al., 2013). O indicador foi obtido por meio da equação a seguir, proposta por Kannisto (2001):

$$M = x + \frac{d_x - d_{x-1}}{[d_x - d_{x-1}] + [d_x - d_{x+1}]},$$

em que  $x$  é a idade exata a partir da qual a moda é definida e  $d_x$  é o número de óbitos à exata idade  $x$ .

3. Expectativa de vida aos 10 anos de idade ( $e_{10}$ ): refere-se ao tempo médio que um indivíduo esperar viver a partir dos 10 anos de idade, caso experimente ao longo de sua vida a mortalidade vigente no período. A redução da mortalidade em qualquer idade a partir dos 10 anos aumenta esse indicador (CANUDAS-ROMO, 2010).

4. Distância interquartilica da idade à morte (DIM): representa a distância entre os quartis inferior e superior da distribuição de óbitos por idade (WILMOTH; HORIUCHI, 1999). Em outras palavras, mensura o tamanho do intervalo etário, entre os percentis de ordem 25 e 75 da distribuição de óbitos, no qual ocorre 50% das mortes ao redor da idade mediana. O indicador é calculado através da diferença entre as idades em que a função de sobrevivência à exata idade  $x$  ( $l_x$ ) é igual a 0,25 e 0,75.

Segundo Wilmoth e Horiuch (1999), a maior redução da mortalidade nas idades jovens, em comparação às idades avançadas, contribui para que a elevação do quartil inferior da distribuição de óbitos por idade seja maior do que o quartil superior, diminuindo a DIM. No entanto, em um cenário de envelhecimento do declínio da mortalidade, caracterizado por reduções mais rápidas nas idades avançadas, em relação às mais jovens, o quartil superior aumenta mais do que o inferior, resultando em elevações na DIM (WILMOTH; HORIUCHI, 1999). Além disso, em caso de aumento da mortalidade nas idades jovens, o quartil inferior tende a diminuir contribuindo para a ampliação da DIM.

5. Desvio-padrão da idade à morte: expressa a dispersão dos óbitos por idade em torno da idade média à morte (EDWARDS; TULJAPURKAR, 2005) e é definida conforme a equação a seguir:

$$DP = \sqrt{\frac{\sum_{x=10}^{\omega} (x + a_x - M_{10})^2 d(x)}{\sum_{x=10}^{\omega} d(x)}}$$

em que  $x$  é a idade,  $a_x$  é o tempo médio vivido por aqueles que morrerem entre  $x$  e  $x+1$ ,  $d_x$  é o número de óbitos à exata idade  $x$  e  $M_{10}$  é a idade média à morte para aqueles que sobreviveram até os dez anos.

Portanto, o DP calculado considera o desvio da idade média à morte em cada idade ( $x+a_x$ ) em relação à idade média à morte da população ( $M_{10}$ ), ponderado pela distribuição etária dos óbitos. A evolução do indicador tem uma dinâmica semelhante à DIM, sendo determinada



pelas diferenças no padrão de redução da mortalidade por idade. O declínio da mortalidade entre jovens e adultos leva à diminuição do peso relativo dado ao desvio nessas idades, contribuindo para reduzir o DP. Por outro lado, o adiamento da mortalidade para as idades mais velhas aumenta o peso relativo do desvio nessas idades, o que contribui para elevar o DP. Dessa forma, o equilíbrio entre essas duas forças determina a medida (GARCÍA; ABURTO, 2019; VAUPEL; ZHANG; VAN RAALTE, 2011).

A escolha dos indicadores de variabilidade da idade à morte se baseou em critérios relacionados à facilidade de cálculo e interpretação (em anos), além do interesse em medidas que captassem as mudanças na mortalidade prematura<sup>2</sup>. Isso porque, além de terem sido fundamentais nos estágios iniciais da transição da mortalidade, essas mortes ainda podem constituir uma força importante para explicar os diferenciais de gênero na mortalidade (WILMOTH; HORIUCHI, 1999; ZUREICK, 2010). Ademais, diversos estudos compararam indicadores de variabilidade da idade à morte e concluíram que há um alto grau de correlação entre eles, o que sugere que a escolha de outras medidas resultaria em tendências semelhantes do hiato de mortalidade entre homens e mulheres (SHKOLNIKOV; ANDREEV; BEGUN, 2003; VAN RAALTE; CASWELL, 2013; VAUPEL; ZHANG; VAN RAALTE, 2011; WILMOTH; HORIUCHI, 1999). Após obter as medidas, o diferencial de gênero na mortalidade foi mensurado por meio da subtração entre o indicador das mulheres e dos homens.

## 2.4 RESULTADOS

A Figura 1 apresenta as taxas específicas de mortalidade por idade observadas (10 a 79 anos) e estimadas (65 a 100 anos), pelos modelos Gompertz e Kannisto, de homens e mulheres, no período de 1920 a 2020. Até 1950, a estrutura das taxas específicas de mortalidade foi caracterizada por uma “barriga” nas idades jovens, tanto para homens quanto mulheres, indicando níveis altos de mortalidade. Com exceção do grupo etário de 15 a 27 anos, até

---

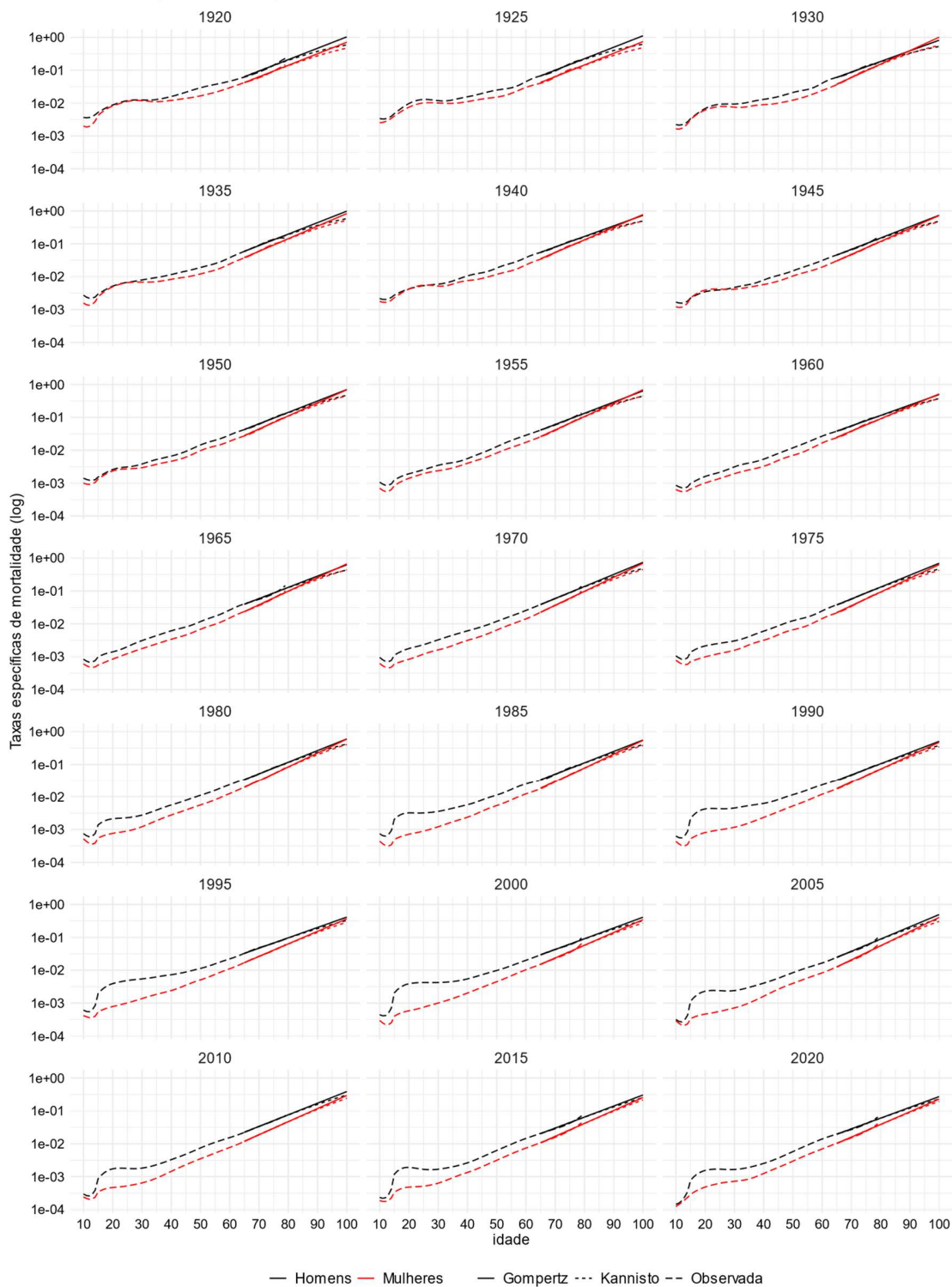
<sup>2</sup>As mortes prematuras são atribuídas a condições anormais ou influências externas, portanto, desassociadas do processo de envelhecimento biológico (senescência) (KANNISTO, 2001; THATCHER et al., 2010). Na literatura, não há um consenso sobre a idade limite para definição da morte prematura. Enquanto alguns autores usam 65 anos, como o limiar abaixo do qual toda morte é considerada prematura, outros adotam 70 anos ou 75 anos (MAZZUCO; SUHRCKE; ZANOTTO, 2021).

1945, os homens experimentaram maior mortalidade do que as mulheres nas idades jovens, em todos os anos estudados. A partir de 1980, essa diferença cresceu substancialmente.

Em relação às taxas estimadas, observa-se que os resultados dos modelos Gompertz e Kannisto praticamente se sobrepõem às taxas observadas nas idades de 65 a 79 anos. Conforme esperado, o modelo Gompertz resulta em taxas específicas de mortalidade por idade maiores do que o modelo Kannisto. Essa diferença se torna maior a partir dos 90 anos, mas diminui ao longo do tempo. Em 1930, independentemente da lei de mortalidade, ocorre um cruzamento entre as taxas específicas de mortalidade de homens e mulheres a partir dos 85 anos, sugerindo maior mortalidade entre as mulheres. Trata-se de um resultado inesperado, provavelmente consequência da qualidade dos dados, nesse período. Uma possibilidade são erros na declaração de idade, diferenciados por gênero, entre os adultos. Mas, dado que as causas para este padrão não estão claras, optou-se por não tentar modificar os dados originais.

Dentre os indicadores analisados, a idade modal à morte é a que mais sofre influência do modelo de mortalidade escolhido. No entanto, em termos relativos, a variação da idade modal é de menos de 1% na comparação dos modelos Gompertz e Kannisto resultando, portanto, praticamente no mesmo hiato de gênero na mortalidade, independentemente do modelo escolhido. Desse modo, para facilitar a leitura e discussão dos resultados, optou-se por apresentar os indicadores considerando apenas a estimação da mortalidade dos idosos pelo modelo Gompertz. No entanto, vale ressaltar que como os resultados dos indicadores adotando os modelos Gompertz e Kannisto são muito próximos, caso o modelo Kannisto fosse selecionado, a tendência verificada do hiato de gênero na mortalidade praticamente não sofreria alteração.

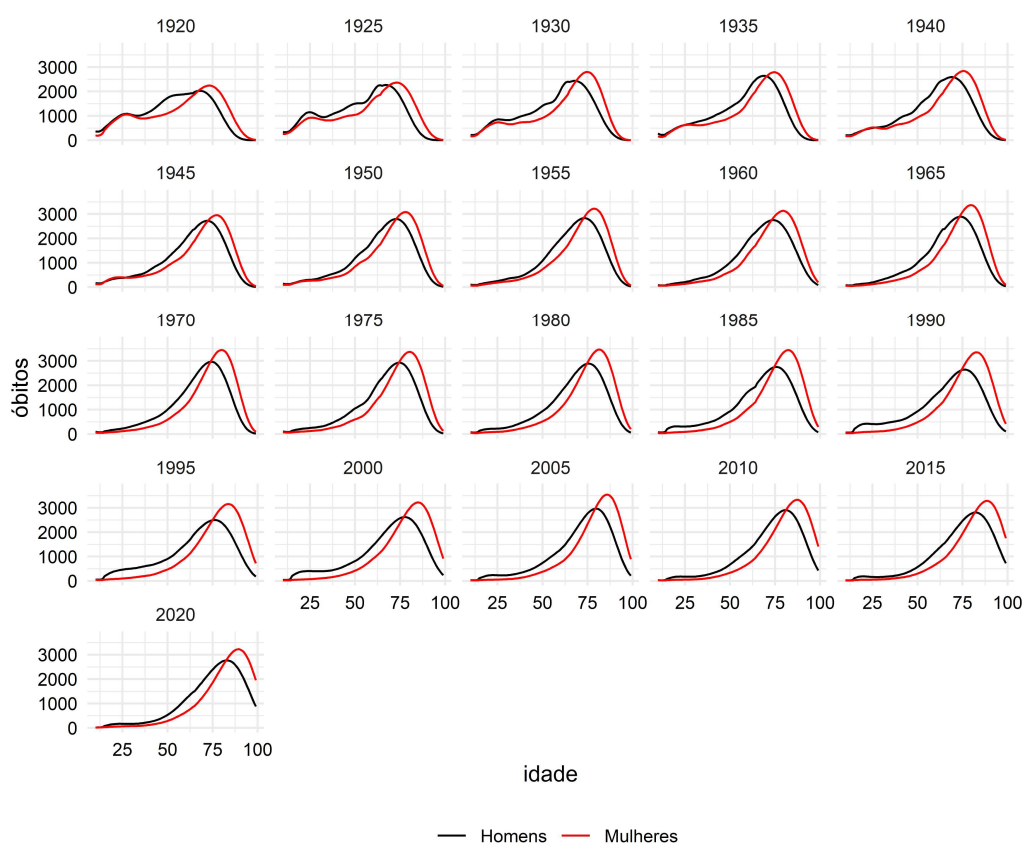
Figura 1 - Taxas específicas de mortalidade por idade de homens e mulheres, observadas (10 a 79 anos) e estimadas (65 a 100 anos), pelos modelos de Gompertz e Kannisto, município de São Paulo (1920-2020)



Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

As distribuições de óbitos por idade estimadas do município de São Paulo, no período de 1920 a 2020, são apresentadas na Figura 2. Os resultados evidenciam um deslocamento da distribuição de óbitos em direção às idades mais avançadas, ou seja, um adiamento da mortalidade com aumento da longevidade ao longo do tempo. A posição mais à direita da curva de distribuição de óbitos das mulheres indica uma diferença de gênero na longevidade, caracterizada pela menor idade à morte dos homens.

Figura 2 - Distribuição de óbitos por idade de homens e mulheres, com ajuste e extrapolação da mortalidade acima dos 65 anos pelo modelo Gompertz - Município de São Paulo (1920 - 2020)



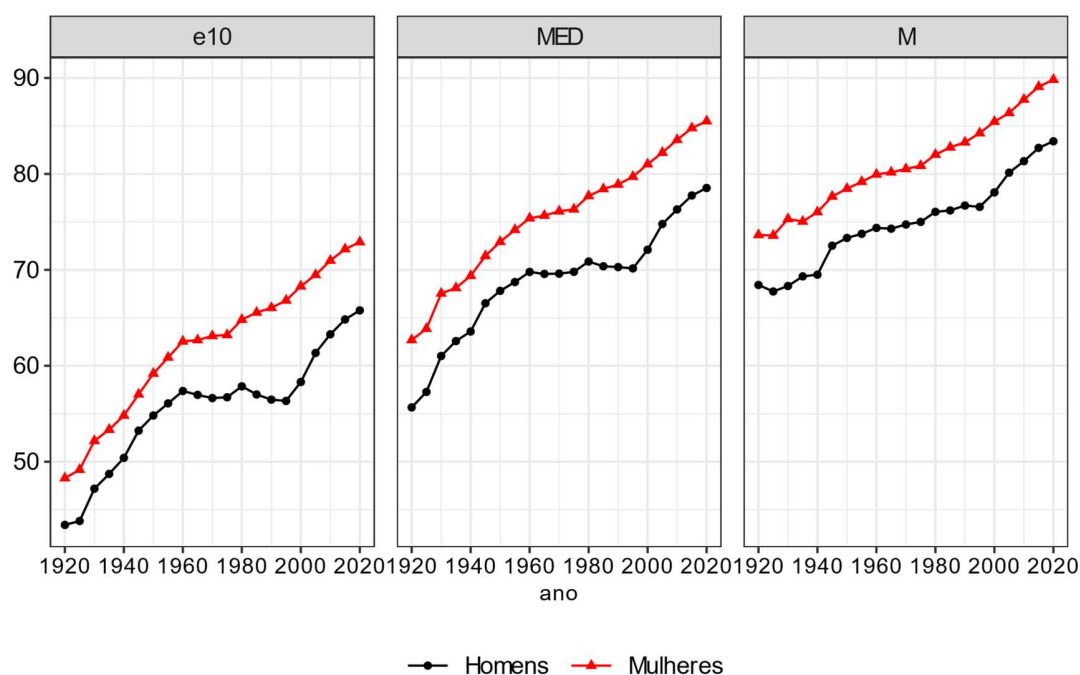
Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Os resultados sugerem ainda um aumento da concentração de óbitos na idade modal à morte, o que pode estar relacionado à diminuição da mortalidade dos jovens e adultos e da dispersão da idade à morte. Além disso, o excesso de mortes entre os adultos jovens é constatado em dois períodos: o primeiro até cerca de 1950, para homens e mulheres, e o segundo a partir de 1980, somente para os homens. As razões subjacentes a esse comportamento podem estar

relacionadas, inicialmente, à mortalidade materna e doenças infecciosas e, no período mais recente, às mortes por causas externas. No entanto, a concentração de óbitos nas idades jovens é inferior à verificada nas idades avançadas, nas quais se observa a maior idade modal à morte.

A Tabela 1A do Apêndice 1 e as Figura 3 e 4 mostram a evolução dos indicadores de longevidade e de variabilidade da idade à morte de homens e mulheres, no município de São Paulo, ao longo dos 100 anos de estudo. Observa-se uma tendência de longo prazo caracterizada pelo aumento substancial da longevidade de homens e mulheres, sob as três perspectivas analisadas, conforme sugerido pela análise da distribuição de óbitos por idade. Além disso, os resultados confirmam a maior longevidade das mulheres em todo o período.

Figura 3 - Expectativa de vida aos 10 anos (e10), idade mediana à morte (MED), idade modal à morte (M) - Município de São Paulo (1920-2020)



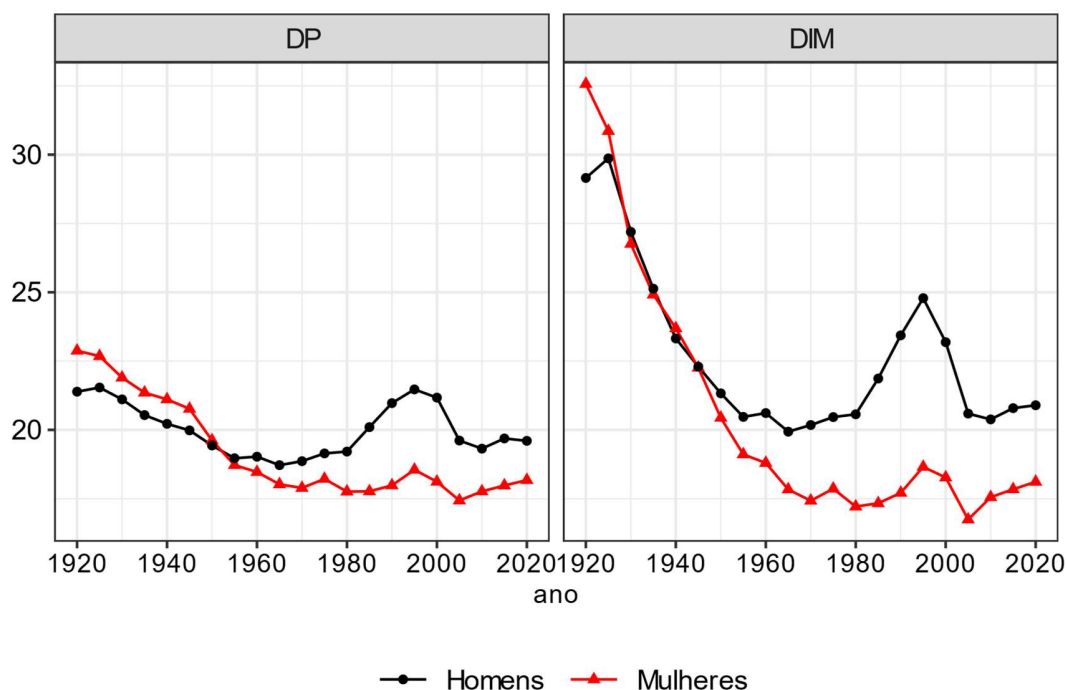
Fonte dos dados: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Entre 1920 e 2020, a idade mediana à morte das mulheres aumentou 22,8 anos, ao passar de 62,7 para 85,5 anos. No mesmo período um ganho similar foi observado para os homens (22,9 anos), com o indicador aumentando de 55,7 para 78,5 anos. Um comportamento semelhante foi verificado na expectativa de vida aos 10 anos que passou de 43,4 para 65,8

anos, para os homens, e de 48,3 para 72,9 anos, para as mulheres. A idade modal à morte, por sua vez, se elevou mais lentamente do que os indicadores anteriores. No mesmo período, as mulheres experimentaram um aumento de 16,2 anos, com o indicador se elevando 73,6 para 89,8 anos, enquanto o ganho dos homens foi de 15,0 anos, passando de 68,4 para 83,4 anos. O aumento mais rápido da idade mediana à morte e da expectativa de vida à exata idade 10, em comparação à idade modal à morte, sugere que maiores reduções da mortalidade ocorreram nas idades jovens, em relação às idades mais avançadas (superiores à idade modal à morte).

No que se refere aos indicadores de variabilidade da idade à morte (Figura 4), até meados do século XX, a variabilidade da idade à morte das mulheres era semelhante ou superior à observada entre os homens, com uma inversão deste cenário, que se mantém até o final do período analisado. Em 1920, o tamanho do intervalo etário que compreende 50% das mortes entre o primeiro e o terceiro quartil da distribuição de óbitos por idade, representado pela distância interquartílica da idade à morte, era de 29,2 anos para os homens e 32,6 anos para as mulheres. Ao longo do período de cem anos de estudo, uma tendência de redução desse indicador foi observada, atingindo 18,1 e 20,9 anos, para mulheres e homens, respectivamente, em 2020. Portanto, simultaneamente ao aumento da idade mediana à morte, a variabilidade das mortes ao redor dessa idade se tornou menor do que no passado. No mesmo período, o desvio-padrão que representa a dispersão da idade à morte, em relação à idade média à morte ( $e_{10}$ ), reduziu de 21,4 para 19,6 anos, para os homens, e de 22,9 para 18,2 anos, para as mulheres. Esses resultados confirmam o observado na análise dos indicadores de longevidade, visto que a diminuição mais rápida da mortalidade nas idades jovens, em comparação às mais avançadas, resulta na redução dos indicadores de variabilidade da idade à morte.

Figura 4 - Desvio-padrão da idade à morte e distância interquartílica da idade à morte (DIM) de homens e mulheres - Município de São Paulo (1920-2020)



Fonte dos dados: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

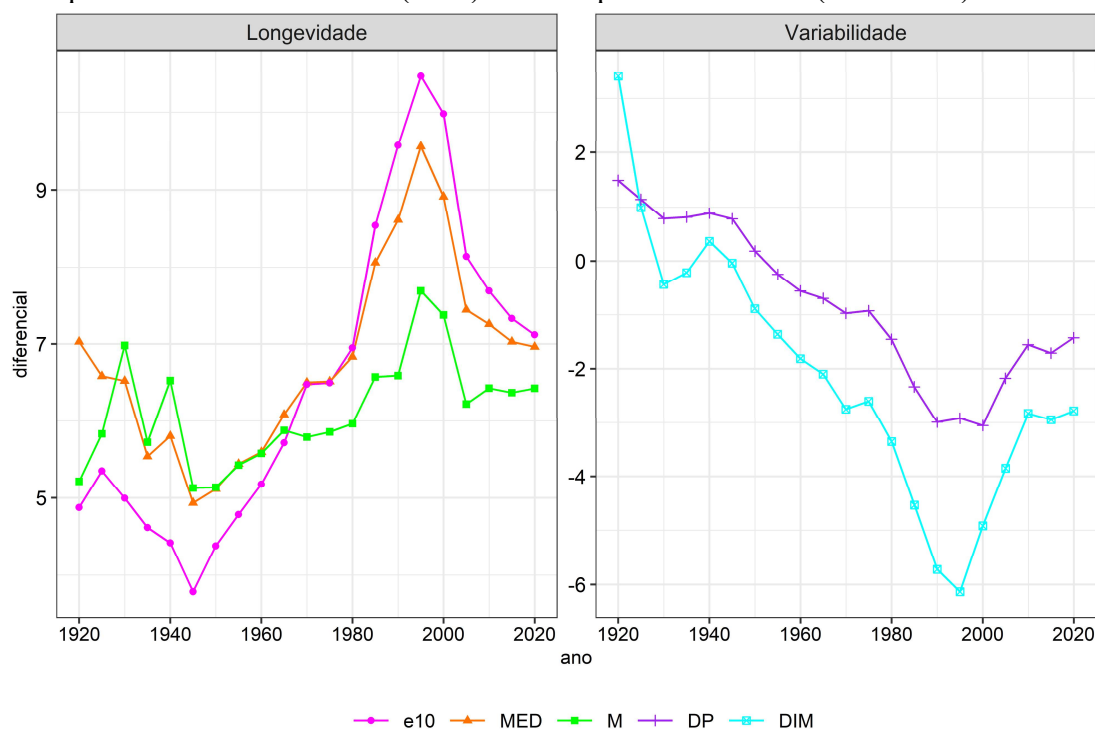
Na maioria dos anos, o aumento da expectativa de vida aos 10 anos e da idade mediana à morte foi acompanhado pela concentração crescente das mortes em um intervalo de idade relativamente mais estreito. No entanto, estagnação e até mesmo aumento da dispersão da idade à morte foram identificados em dois períodos, o primeiro de 1970 a 1995 e, o segundo, a partir de 2010. Em relação ao primeiro período, as mulheres experimentaram estagnação ou aumentos discretos dos indicadores de variabilidade da idade à morte, acompanhados de ganhos na expectativa de vida aos 10 anos e na idade mediana à morte. Por outro lado, os homens apresentaram aumentos mais expressivos da variabilidade da idade à morte, paralelo à redução da idade mediana à morte e da expectativa de vida aos 10 anos, principalmente entre 1985 e 1995.

É provável que esse resultado esteja associado ao aumento sustentado da mortalidade jovem por causas externas, que atingiu principalmente os homens. Portanto, nesse período, duas forças operaram para aumentar os indicadores de variabilidade da idade à morte: o aumento da mortalidade nas idades jovens e a diminuição da mortalidade nas idades avançadas. De

maneira oposta, os resultados sugerem que o segundo período de aumento dos indicadores de variabilidade da idade à morte, observado a partir de 2010, ocorreu associado à diminuição mais acentuada da mortalidade nas idades mais avançadas, em comparação às mais jovens.

A trajetória do hiato de mortalidade entre homens e mulheres é apresentada na Figura 5 e na Tabela 1A do Apêndice 1. No que diz respeito à tendência temporal do diferencial de gênero na longevidade, destaca-se que até 1945 foi observada diminuição do hiato. A partir de então, o diferencial se ampliou até 1995, passando de 3,8 para 10,5 anos na expectativa de vida aos 10 anos. De forma consistente, as mudanças para a idade mediana à morte e para a idade modal à morte foram, respectivamente, de 4,9 para 9,6 anos e de 5,1 para 7,7 anos. A partir de 1995, essa tendência se reverteu e houve uma diminuição das diferenças entre homens e mulheres. Seguindo a ordem apresentada anteriormente, elas passaram a ser de 7,1, 7,0 e 6,4 anos, em 2020, para cada um dos indicadores.

Figura 5 - Diferencial de gênero na expectativa de vida aos 10 anos (e10), idade mediana à morte (MED), idade modal à morte (M), desvio-padrão da idade à morte e distância interquartilica da idade à morte (DIM) - Município de São Paulo (1920-2020)



Fonte dos dados básicos: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).



Destaca-se ainda que, até 1925, o hiato de gênero na idade mediana à morte superava o estimado na idade modal à morte e na expectativa de vida aos 10 anos. Esse resultado sugere que as diferenças de mortalidade entre homens e mulheres abaixo da idade mediana à morte eram maiores do que nas idades mais avançadas. De 1925 até 1945, esse cenário se alterou e o diferencial de gênero na idade modal à morte superou o estimado na idade mediana à morte e na expectativa de vida aos 10 anos. Esse resultado indica que, nesse período, as diferenças de mortalidade entre homens e mulheres, nas idades avançadas, foi maior do que nas idades mais jovens, em que a mortalidade era alta para homens e mulheres.

A partir de 1950 até 1960, os hiatos de gênero na idade modal e na idade mediana à morte convergiram, alcançando os mesmos valores. No entanto, desde 1970, o diferencial na idade modal à morte tem sido menor do que nos demais indicadores. Além disso, o rápido crescimento do hiato de gênero na expectativa de vida aos 10 anos fez com que ele excedesse os demais a partir de 1980. Essa mudança pode estar associada à diminuição mais rápida da mortalidade nas idades jovens para as mulheres e até mesmo aumento entre os homens, o que levou ao rápido aumento do diferencial de gênero na expectativa de vida aos 10 anos e na idade mediana à morte, superando o observado na idade modal à morte.

Em relação ao diferencial na variabilidade da idade à morte entre homens e mulheres, o desvio padrão da idade à morte das mulheres era 1,2 anos superior ao dos homens, em 1920. Portanto, a dispersão da idade à morte, em relação à idade média à morte ( $e_{10}$ ), era 1,5 anos maior para as mulheres, ou seja, maior incerteza quanto ao momento da morte, em comparação aos homens. No entanto, essa diferença diminuiu até a relação se inverter, em 1955, quando os homens passaram a experimentar maior variabilidade da idade à morte. De maneira similar, a análise da distância interquartílica da idade à morte apontou um diferencial de 3,4 anos, em favor dos homens, em 1920, com inversão da relação a partir de 1950. No que se refere à tendência temporal do hiato de gênero na distância interquartílica da idade à morte e no desvio-padrão da idade à morte foi constatado um aumento substancial, a partir de meados do século XX, atingindo o pico em 1995 e 2000, respectivamente. Desde então, esse diferencial tem diminuído alcançando níveis semelhantes ao observado em 1920.

A variação absoluta do diferencial de mortalidade em períodos específicos, estabelecidos de acordo as tendências históricas de aumento e diminuição do hiato de gênero, é apresentada

na Tabela 1. Entre 1920 e 2020, a variação absoluta do diferencial de gênero foi de 2,2 anos na expectativa de vida aos 10 anos, 0,1 anos na idade mediana à morte, 1,2 anos na idade modal à morte, 6,3 anos na distância interquartílica da idade à morte e 2,9 anos no desvio-padrão da idade à morte.

Para facilitar a análise, a etapa de ampliação do hiato de gênero na mortalidade foi dividida em dois períodos. No primeiro, que ocorreu entre 1920 e 1980, homens e mulheres experimentaram ganhos de longevidade e de redução da variabilidade da idade, em grande parte do período. No entanto, isso ocorreu de forma mais rápida para as mulheres em praticamente todos os indicadores, o que explicou o aumento do diferencial de gênero na mortalidade.

Tabela 1 - Variação absoluta dos indicadores de mortalidade para homens e mulheres e do diferencial de gênero, município de São Paulo (1920-2020)

Indicadores	Etapa de ampliação do hiato (1920-1995)		Total (1920-1995)	Etapa de diminuição (1995-2020)	Total (1920- 2020)	
	1920-1980	1980-1995				
Expectativa de vida aos 10 anos	Mulheres	16,5	2,0	18,5	6,1	24,6
	Homens	14,4	-1,5	12,9	9,4	22,4
	Diferencial	2,1	3,5	5,6	-3,4	2,2
Idade mediana à morte	Mulheres	15,0	2,0	17,0	5,8	22,8
	Homens	15,2	-0,7	14,5	8,4	22,9
	Diferencial	-0,2	2,7	2,5	-2,6	-0,1
Idade modal à morte	Mulheres	8,4	2,2	10,6	5,6	16,2
	Homens	7,6	0,5	8,1	6,8	15,0
	Diferencial	0,7	1,7	2,5	-1,3	1,2
Distância interquartílica da idade à morte	Mulheres	-15,4	1,4	-14,0	-0,5	-14,5
	Homens	-8,6	4,2	-4,4	-3,9	-8,3
	Diferencial	$\Delta =  -3,4  + 3,4 = 6,8$	2,8	$\Delta =  -3,4  + 6,2 = 9,6$	-3,3	6,3
Desvio-padrão da idade à morte	Mulheres	-5,1	0,8	-4,3	-0,4	-4,7
	Homens	-2,2	2,3	0,1	-1,9	-1,8
	Diferencial	$\Delta =  -1,5  + 1,4 = 2,9$	1,5	$\Delta =  -1,5  + 2,9 = 4,4$	-1,5	2,9

Nota: a variação negativa em módulo corresponde à diminuição do diferencial de gênero, caracterizado pela maior dispersão da idade à morte feminina, observado no período de 1920 até cerca de 1945-1950. A ampliação do hiato de gênero na mortalidade, que ocorreu entre 1920 e 1995, está dividida em duas etapas: 1920-1980 e 1980-1995.

Fonte dos dados: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

A exceção ocorreu na idade mediana à morte, em que o hiato de gênero diminuiu de 7,0 anos, em 1920, para 6,8 anos, em 1980. A elevada mortalidade materna, observada no município

de São Paulo, pode contribuir para explicar a diminuição mais lenta da mortalidade abaixo da idade mediana à morte das mulheres, em comparação aos homens, até cerca de 1945. De 1950 a 1980, a idade mediana à morte se alterou lentamente, marcada por ganhos ligeiramente maiores para as mulheres. Os acréscimos mais lentos na idade mediana à morte podem ser explicados pela piora nos níveis de mortalidade, observada de meados da década de 60 até a primeira metade de 1970.

É importante observar ainda que, nesse primeiro período de 1920 a 1980, a variação absoluta do diferencial de gênero na expectativa de vida aos 10 anos foi substancialmente maior do que na idade mediana à morte. Como a expectativa de vida aos 10 anos depende das mudanças na mortalidade que ocorrem em toda distribuição etária acima dos 10 anos, esse resultado sugere que a mortalidade diminuiu mais rapidamente para as mulheres nas idades acima da idade mediana à morte. Além disso, vale destacar que o hiato de gênero na variabilidade da idade à morte diminuiu até meados do século XX, quando a relação se inverteu, com a menor incerteza em relação à idade à morte para as mulheres, e o diferencial passou a aumentar.

No segundo período, que se estendeu de 1980 a 1995, o diferencial de gênero na idade modal à morte aumentou, em virtude dos maiores ganhos para as mulheres. No entanto, a ampliação do hiato de gênero na idade mediana à morte e na expectativa de vida aos 10 anos pode ser explicada pela redução dos indicadores dos homens frente ao contínuo ganho das mulheres. No mesmo período, a variabilidade da idade à morte aumentou para homens e mulheres, porém de forma mais expressiva para os homens. Nessas circunstâncias, houve um rápido crescimento no diferencial de gênero na mortalidade, responsável por grande parte da ampliação total, observada nos primeiros 75 anos, entre 1920 e 1995.

Finalmente, nos 25 anos mais recentes, entre 1995 e 2020, uma tendência de diminuição do diferencial de gênero na mortalidade foi observada. Essa etapa ocorreu em um cenário de retomada do aumento da longevidade e do declínio da variabilidade da idade à morte para homens e mulheres. Entretanto, como os homens apresentaram ganhos de longevidade e redução da variabilidade da idade à morte consideravelmente maiores do que as mulheres, o diferencial de gênero na mortalidade reduziu em todas as dimensões analisadas. É importante

notar que a diminuição do hiato de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte praticamente neutralizou a ampliação verificada no período de 1980 a 1995.

## **2.5 DISCUSSÃO**

Entre 1920 e 2020, o município de São Paulo experimentou profundas transformações no nível e no padrão de mortalidade por idade, o que levou ao aumento da longevidade e diminuição da variabilidade da idade à morte. Os achados deste artigo evidenciam um hiato de gênero na longevidade, caracterizado pela maior idade à morte das mulheres, em comparação aos homens, em todo o período analisado. No que se refere ao padrão de mortalidade por idade, nota-se que a incerteza sobre a idade à morte era menor para os homens, até a metade do século XX, quando a relação se inverte e as mulheres passam a experimentar menor variabilidade da idade à morte. Portanto, os resultados mostram que, ao contrário do verificado na longevidade, a vantagem das mulheres na variabilidade da idade à morte é um fenômeno mais recente.

Os marcos históricos da evolução da mortalidade no município de São Paulo ajudam a elucidar a tendência do hiato de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte, ao longo do tempo. Especificamente, a escolha de analisar o diferencial de gênero na longevidade, sob a perspectiva de diferentes indicadores, e na variabilidade da idade à morte indicou que a mortalidade nas idades mais jovens desempenhou um papel importante na evolução da mortalidade e do hiato de gênero, no município.

Até cerca de 1945, os ganhos de mortalidade eram ligeiramente maiores para os homens, o que contribuiu para diminuir o hiato de gênero na mortalidade. No entanto, as mudanças na mortalidade infanto-juvenil, materna e por doenças infecciosas e parasitárias, a partir da década de 40, podem ter contribuído para aumentar o hiato de gênero na mortalidade, principalmente até cerca de 1980 (FERREIRA, 1989; FERREIRA; CENEVIVA, 1986). Nesse período, o aumento da longevidade ocorreu, principalmente, como consequência da diminuição dos níveis de mortalidade nas idades mais jovens. Nesse contexto, como as mudanças na idade modal à morte dependem da mortalidade nas idades mais avançadas (acima da idade modal à morte), o indicador apresentou um ganho menor do que o estimado para a idade mediana à morte e expectativa de vida aos 10 anos. Por outro lado, os indicadores

de variabilidade da idade à morte diminuíram como consequência do declínio da mortalidade mais rápido nas idades jovens do que nas idades avançadas.

Além disso, desde 1970, o hiato de gênero na expectativa de vida aos 10 anos e na idade mediana à morte superaram o observado na idade modal à morte. Esse resultado era esperado visto que, por definição, a expectativa de vida aos 10 anos e a idade mediana à morte sofrem maior influência da mortalidade nas idades mais jovens, que passou a se diferenciar substancialmente entre homens e mulheres, durante a transição da mortalidade. Em contrapartida, o hiato de gênero na idade modal à morte é determinado apenas pelas diferenças de mortalidade na velhice, que tendem a ser menores. Dessa forma, as diferenças na velocidade de mudança do hiato de gênero em cada indicador de longevidade mostram que eles estão refletindo características diferentes da diminuição da mortalidade, em cada período.

O diferencial de gênero na variabilidade da idade à morte, por sua vez, apresentou tendência decrescente, até meados do século XX, quando a relação se inverteu e o hiato passou a aumentar. Nesse contexto, a experiência do município de São Paulo foi semelhante à observada nos países desenvolvidos, em que o surgimento da vantagem feminina na variabilidade da idade à morte ocorreu associado ao processo de transição epidemiológica, com a redução da mortalidade prematura por doenças infecciosas e parasitárias (GAMBONI, 2017; ZUREICK, 2010).

Os resultados deste artigo indicam ainda que houve uma desaceleração nas melhorias dos indicadores de longevidade e de variabilidade da idade à morte, nas décadas de 1960 e 1970. Esse cenário pode ser explicado pela piora nos níveis de mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, devido ao crescimento acelerado do município, nesse período (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996). Entre 1980 e 1995, o aumento da mortalidade por causas externas e AIDS nos grupos etários jovens, principalmente para os homens, contribuiu para explicar a elevação do hiato de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996, 1998; GIRALDELLI, 1992). Nesse período, um aumento temporário da variabilidade da idade à morte foi observado, em maior magnitude para os homens, além disso houve uma desaceleração e até mesmo redução da idade mediana à morte e expectativa de vida aos 10 anos.

No que se refere à distância interquartílica da idade à morte, o aumento da mortalidade nas idades jovens provocou uma diminuição da idade em que 25% da população já morreu ( $l_x=0,75$ ), contribuindo para elevar o indicador, obtido por meio da diferença entre as idades em que a função de sobrevivência à exata idade  $x$  ( $l_x$ ) é igual a 0,25 e 0,75. No mesmo período, a diminuição da mortalidade nas idades mais velhas elevou a idade em que  $l_x=0,25$ , reforçando o aumento da distância interquartílica da idade à morte. Portanto, duas forças operaram no sentido de aumentar a variabilidade da idade à morte, nesse período.

De forma similar, o aumento da mortalidade por causas externas e AIDS, nas idades jovens, elevou o peso relativo dado ao desvio entre a idade média à morte em cada idade ( $x+a_x$ ) e a idade média à morte da população ( $e_{10}$ ), no segmento etário jovem. Isso contribuiu para aumentar o desvio-padrão da idade à morte. Ao mesmo tempo, o aumento do peso relativo dado ao desvio nas idades mais avançadas reforçou o aumento do desvio-padrão da idade à morte. Esses resultados são semelhantes aos encontrados em países da América Latina, onde a elevação da mortalidade por causas externas explicou o aumento da dispersão da idade à morte, durante parte do século XXI (ABURTO; BELTRÁN-SÁNCHEZ, 2019; GARCÍA; ABURTO, 2019; GONZAGA; QUEIROZ; LIMA, 2018).

Após um período histórico de aumento do diferencial de gênero na mortalidade, a partir de 1995, o hiato começou a diminuir. Essa tendência de ampliação precedida por estreitamento do hiato de gênero na mortalidade é consistente com a experiência dos países desenvolvidos (GLEI, 2005; GLEI; HORIUCHI, 2007; HORIUCHI et al., 2013; TROVATO; HEYEN, 2006; ZUREICK, 2010). No município de São Paulo, o estágio de redução do hiato ocorreu em um cenário de ganhos de longevidade e redução da variabilidade da idade à morte mais expressivos para os homens. Parte dessa mudança pode estar associada à diminuição da mortalidade por causas externas, a partir de 2000 (FERREIRA; CASTIÑEIRA; ARANHA, 2019; PERES et al., 2011).

Ademais, desde 2010, observa-se uma quase estagnação e pequenos aumentos dos indicadores de variabilidade da idade à morte, concomitante ao aumento dos indicadores de longevidade. A literatura aponta duas forças subjacentes à estagnação e aumento da variabilidade da idade à morte, paralelo aos ganhos de longevidade: elevação da mortalidade nas idades adultas jovens e envelhecimento do declínio da mortalidade (ABURTO et al.,

2020; VAUPEL; ZHANG; VAN RAALTE, 2011; WILMOTH; HORIUCHI, 1999). Nesse caso, ao contrário do observado entre 1980 e 1995, é provável que o envelhecimento do declínio da mortalidade, caracterizado por reduções mais rápidas nas idades avançadas, em comparação às mais jovens, explique o aumento dos indicadores de variabilidade da idade à morte, a partir de 2010.

Essa mudança no padrão etário do declínio da mortalidade está relacionada ao avanço da transição da mortalidade no município de São Paulo, que levou ao adiamento da mortalidade para as idades mais avançadas (CAMARGO, 2016). Nesse cenário, o quartil superior da distribuição de óbitos, representado pela idade em que 75% da população já morreu, aumenta mais rápido do que o inferior, elevando a distância interquartílica da idade à morte. Além disso, o adiamento da mortalidade para as idades avançadas aumenta o peso relativo do desvio nessas idades, elevando o desvio-padrão da idade à morte.

Em suma, a compreensão de como evoluiu o hiato de gênero no nível e no padrão de mortalidade por idade no município de São Paulo, ao longo de período histórico, revelou padrões importantes de vulnerabilidade à mortalidade prematura, muitas vezes considerada evitável. Esses resultados podem fornecer indicativos da trajetória esperada do diferencial nas demais regiões do país, além de subsídios para ações direcionadas à redução do diferencial de gênero na mortalidade. No entanto, este estudo possui algumas limitações. A primeira refere-se ao uso de modelos matemáticos para estimação da mortalidade dos idosos. Essa abordagem se baseia em suposições *a priori* sobre a forma da curva de mortalidade, o que pode não representar o verdadeiro padrão de mortalidade do município de São Paulo. Dessa forma, o diferencial de gênero na mortalidade sofre efeito do modelo matemático escolhido, assim como do domínio de idade do ajuste e à qualidade dos dados.

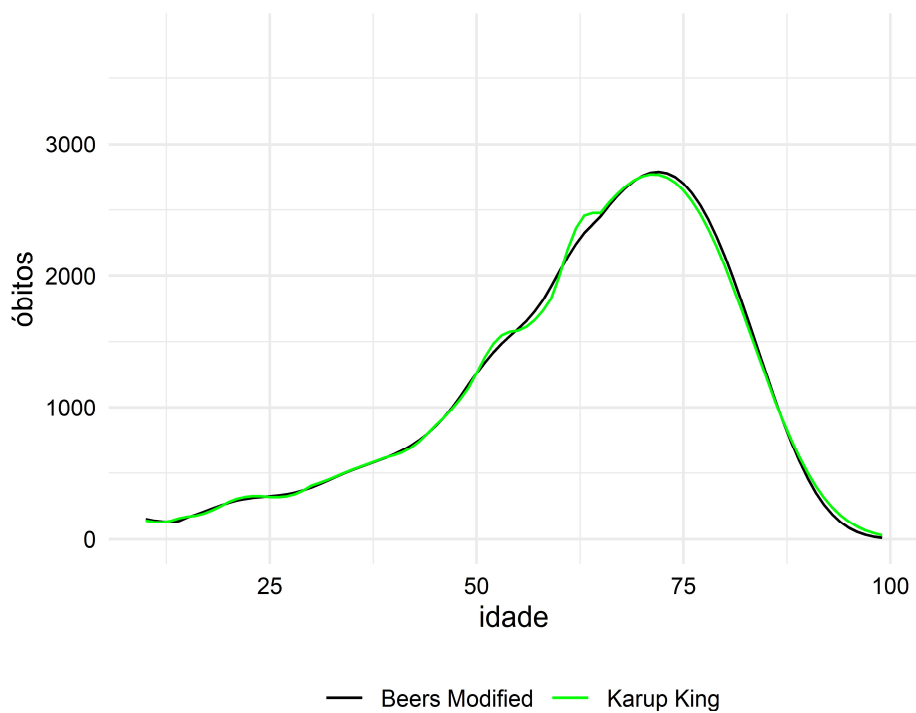
Vale ressaltar ainda que o município de São Paulo foi destino de uma concentração expressiva de imigrantes, a partir da segunda metade do século XIX (BAENINGER, 2012). Até 1980, a migração internacional e interna desempenhou um papel importante no crescimento populacional do município, representando cerca de 24,8% do crescimento observado na década de 40 e 42,4% na década de 70. A partir da década de 80, houve uma desaceleração no ritmo de migração, que foi responsável por 9% do crescimento populacional registrado entre 1980 e 1991 (PERILLO, 1996). Neste estudo, apesar de ter sido assumido

que a experiência de mortalidade era a mesma para migrantes e não migrantes, é importante destacar que as estimativas obtidas são influenciadas pelas diferenças reais entre a mortalidade de nativos e migrantes. Por fim, esforços futuros para entender a participação das causas de mortes na evolução do diferencial de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte podem apontar caminhos potenciais para a diminuição do hiato.



## APÊNDICE 1

Figura 1A - Distribuições de óbitos por idade dos homens, com dados brutos interpolados via método de *Beers Modified* e *Karup-King*, município de São Paulo (1950)



Nota: a interpolação de *Beers Modified* e *Karup-King* foram utilizadas para desagregados os dados de população e óbitos de grupos etários quinquenais em idade simples e, posteriormente, foram calculadas as tábuas de vida para obtenção da distribuição de óbitos por idade.

Fonte dos dados: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Tabela 1A - Expectativa de vida aos 10 anos (e10), idade mediana à morte (MED), idade modal à morte (M), desvio-padrão da idade à morte e distância interquartilica da idade à morte (DIM) de homens e mulheres do município de São Paulo (1920-2020)

Ano	e10		MED		M		DP		DIM	
	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens	Mulheres
1920	43,4	48,3	55,7	62,7	68,4	73,6	21,4	22,9	29,2	32,6
1925	43,8	49,2	57,3	63,9	67,7	73,6	21,5	22,7	29,9	30,9
1930	47,2	52,2	61,0	67,5	68,3	75,3	21,1	21,9	27,2	26,8
1935	48,7	53,3	62,6	68,1	69,3	75,0	20,5	21,4	25,1	24,9
1940	50,4	54,8	63,6	69,4	69,5	76,0	20,2	21,1	23,3	23,7
1945	53,2	57,0	66,5	71,5	72,5	77,6	20,0	20,8	22,3	22,3
1950	54,8	59,2	67,8	72,9	73,3	78,5	19,4	19,6	21,3	20,4
1955	56,1	60,9	68,7	74,2	73,8	79,2	19,0	18,7	20,5	19,1
1960	57,4	62,5	69,8	75,4	74,4	80,0	19,0	18,5	20,6	18,8
1965	57,0	62,7	69,6	75,7	74,3	80,2	18,7	18,0	19,9	17,8
1970	56,6	63,1	69,6	76,1	74,7	80,5	18,9	17,9	20,2	17,4
1975	56,7	63,2	69,8	76,3	75,0	80,9	19,1	18,2	20,5	17,9
1980	57,9	64,8	70,9	77,7	76,0	82,0	19,2	17,8	20,6	17,2
1985	57,0	65,6	70,4	78,4	76,2	82,8	20,1	17,8	21,9	17,3
1990	56,5	66,0	70,3	78,9	76,7	83,3	21,0	18,0	23,4	17,7
1995	56,3	66,8	70,2	79,7	76,6	84,3	21,5	18,5	24,8	18,7
2000	58,3	68,3	72,1	81,0	78,1	85,5	21,2	18,1	23,2	18,3
2005	61,3	69,5	74,8	82,2	80,1	86,4	19,6	17,4	20,6	16,7
2010	63,3	71,0	76,3	83,6	81,3	87,8	19,3	17,8	20,4	17,6
2015	64,8	72,2	77,8	84,8	82,7	89,1	19,7	18,0	20,8	17,8
2020	65,8	72,9	78,5	85,5	83,4	89,8	19,6	18,2	20,9	18,1

Fonte dos dados: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Tabela 2A - Diferencial de gênero na expectativa de vida aos 10 anos (e10), idade mediana à morte (MED), idade modal à morte (M), desvio-padrão da idade à morte e distância interquartilica da idade à morte (DIM)- Município de São Paulo (1920-2020)

Ano	e10	MED	M	DP	DIM
1920	4,9	7,0	5,2	1,5	3,4
1925	5,4	6,6	5,8	1,1	1,0
1930	5,0	6,5	7,0	0,8	-0,4
1935	4,6	5,5	5,7	0,8	-0,2
1940	4,4	5,8	6,5	0,9	0,4
1945	3,8	4,9	5,1	0,8	0,0
1950	4,4	5,1	5,1	0,2	-0,9
1955	4,8	5,4	5,4	-0,2	-1,4
1960	5,2	5,6	5,6	-0,6	-1,8
1965	5,7	6,1	5,9	-0,7	-2,1
1970	6,5	6,5	5,8	-1,0	-2,8
1975	6,5	6,5	5,9	-0,9	-2,6
1980	6,9	6,8	6,0	-1,5	-3,4
1985	8,5	8,1	6,6	-2,3	-4,5
1990	9,6	8,6	6,6	-3,0	-5,7
1995	10,5	9,6	7,7	-2,9	-6,1
2000	10,0	8,9	7,4	-3,1	-4,9
2005	8,1	7,4	6,2	-2,2	-3,8
2010	7,7	7,3	6,4	-1,6	-2,8
2015	7,3	7,0	6,4	-1,7	-2,9
2020	7,1	7,0	6,4	-1,4	-2,8

Fonte dos dados: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

### **3. ARTIGO 2 - Compatibilização das séries de óbitos por causa de morte do município de São Paulo, 1950 a 2020**

#### **3.1 INTRODUÇÃO**

O estudo da mortalidade por causa de morte é fundamental para explicar a evolução dos níveis, padrões etários e diferenciais de mortalidade entre subgrupos populacionais, ao longo do tempo (ANDERSON, 2011; BYASS, 2007). Apesar de sua relevância, a análise da tendência da mortalidade por causas é limitada pelas mudanças na Classificação Internacional de Doenças (CID) (GRASSI; LAURENTI, 1998; JANSSEN; KUNST, 2004; PECHHOLDOVÁ et al., 2017; VAN DER STEGEN et al., 2014). Isso porque, para refletir o progresso médico, a CID é revisada periodicamente, se tornando cada vez mais detalhada (GRASSI; LAURENTI, 1998; PECHHOLDOVÁ et al., 2017). Diante disso, a comparabilidade dos dados ao longo do tempo se torna cada vez mais complexa.

Diversas alterações podem ser identificadas a cada revisão da CID, dentre as quais destacam-se: alocação de novas doenças, subdivisão e fusão de categorias e subcategorias de causas específicas, transferência de doenças de um capítulo para outro, terminologias novas, adição e reorganização de capítulos e modificações nas regras de seleção da causa básica de morte<sup>3</sup> (GRASSI; LAURENTI, 1998; JANSSEN; KUNST, 2004; LAURENTI, 1991, 1995; PECHHOLDOVÁ et al., 2017). Consequentemente, a tendência dos óbitos por causa de morte pode refletir não apenas as mudanças reais na mortalidade, mas também as revisões da CID (VAN DER STEGEN et al., 2014).

Geralmente, o que se observa nas séries afetadas é uma quebra na tendência esperada do número de óbitos, caracterizada por reduções e aumentos repentinos das mortes, no ano de transição da CID (CAMARDA, 2019; GRASSI; LAURENTI, 1998; JANSSEN; KUNST, 2004; PECHHOLDOVÁ et al., 2017; VAN DER STEGEN et al., 2014). Dessa forma, o estudo da evolução temporal da mortalidade por causa de morte exige a compatibilização das séries de dados, por meio de uma reclassificação das mortes com base em uma única revisão da CID.

---

<sup>3</sup>A causa básica de morte refere-se à doença ou lesão que iniciou uma sucessão de eventos que levou ao óbito, dentre as condições listadas no atestado médico de óbito, ou às circunstâncias do acidente ou violência responsáveis pela lesão fatal (ANDERSON et al., 2001).

Para o Brasil, devido à disponibilidade limitada de dados históricos de óbitos por causa de morte, a maioria dos estudos tende a restringir o período de análise a partir de 1979, com necessidade de equivalência entre CID-9 e CID-10 (CALAZANS, 2021; PRIETSCH et al., 2012; SILVA et al., 2020; SOUZA et al., 2006). Para o município e estado de São Paulo, que detêm uma longa série de estatísticas vitais, é possível analisar a tendência da mortalidade por um período mais extenso (WALDVOGEL; FERREIRA, 2003). Contudo, estudos anteriores se concentraram em causas de morte e anos específicos, como doenças selecionadas do grupo de infecciosas e parasitárias, em 1901, 1960 e 2000, e doenças cerebrovasculares, no período de 1950 a 1981 (BUCHALLA; WALDMAN; LAURENTI, 2003; LOLIO; LAURENTI, 1986).

Dessa forma, permanece uma lacuna na literatura sobre evolução temporal do padrão de mortalidade por causas de morte no país e, conseqüentemente, sobre parte significativa do processo de transição epidemiológica. Nesse sentido, o objetivo deste artigo é reconstruir as séries de óbitos por causa de morte, grupo etário quinquenal e sexo, a partir dos dados do município de São Paulo, entre 1950 e 2020. Especificamente analisar as mudanças na distribuição proporcional das principais causas de morte no município, ao longo do tempo e por idade, além de indicar possíveis tendências por coorte. Os óbitos foram categorizados segundo diferentes grupos de causas de morte, considerando sua importância no processo de transição epidemiológica, incluindo as doenças infecciosas e parasitárias, as neoplasias, as doenças do aparelho circulatório, as doenças do aparelho respiratório, as causas externas e as demais causas (BORGES, 2017; SCHRAMM et al., 2004).

A escolha do município de São Paulo foi baseada na disponibilidade e qualidade dos dados de óbitos existentes. Apesar da existência de dados de mortalidade para o município desde os anos 1920, o período de análise foi delimitado em 70 anos (1950-2020) em vista das dificuldades de conciliação de versões anteriores da CID, vigentes nos anos de 1920 a 1949. Ainda assim, as séries de óbitos reclassificadas permitem examinar um longo período de transição epidemiológica no município de São Paulo, contribuindo para um melhor entendimento sobre como se deu parte da transição demográfica brasileira, o que não apenas permite inferir padrões futuros, mas, também, orientar políticas públicas de saúde. Além disso, a compatibilização feita neste trabalho, ao oferecer estimativas que são, até aqui,

inexistentes, possibilita o desenvolvimento de novos estudos sobre a mortalidade por causas de morte no município por outros autores.

### **3.2 BREVE HISTÓRICO SOBRE A CLASSIFICAÇÃO INTERNACIONAL DE DOENÇAS**

O primeiro estudo estatístico da mortalidade por causa ocorreu em 1662 e teve como precursor John Graunt, que examinou a mortalidade em Londres, elaborando uma lista de 83 causas de morte (GRASSI; LAURENTI, 1998; LAURENTI, 1991). Posteriormente, em 1853, durante o Primeiro Congresso Internacional de Estatística, foi reconhecida a necessidade de uniformizar a classificação estatística das causas de morte, com o intuito de permitir o uso por diferentes países. Diante disso, dois anos depois, em 1855, William Farr apresentou a primeira proposta, que serviu como base para os esforços posteriores de se obter uma classificação de uso internacional (LAURENTI, 1991). Finalmente, em 1893, foi criada a Classificação de Bertillon, a primeira classificação de doenças de uso internacional para codificação e tabulação dos dados de óbitos por causa de morte (GRASSI; LAURENTI, 1998; LAURENTI, 1995).

Até 1947, a Classificação de Bertillon, composta por 14 capítulos e 161 categorias de causas de morte, foi recomendada para uso internacional e adotada em diversos países (LAURENTI, 1991). No Brasil, não há informações sobre o início da adoção da Classificação, mas, no Estado de São Paulo, foi utilizada desde a primeira década do século XX (LAURENTI, 1991). A Classificação de Bertillon passou por revisões periódicas, aproximadamente a cada dez anos, em conferências organizadas pelo governo francês. No entanto, desde a sexta revisão, adotada em 1948, a Classificação de Causas de Morte de Bertillon foi substituída por uma classificação de doenças, lesões e causas de mortes, sob a responsabilidade da Organização Mundial da Saúde (OMS), que passou a coordenar os trabalhos de revisão, publicação e divulgação da CID (GRASSI; LAURENTI, 1998; LAURENTI, 1991).

Assim, historicamente, o número de categorias da CID se expandiu ao longo do tempo, visto que a classificação foi se tornando mais detalhada a cada revisão. Especificamente na atualização da quinta para sexta revisão, houve um aumento considerável do número de categorias que passou de cerca de 200 para 1.010 (LAURENTI, 1991). Isso ocorreu como reflexo da aprovação de uma classificação voltada não apenas para mortalidade, como

observado até 1947, mas também para morbidade. Além disso, durante a Conferência Internacional da Sexta Revisão foram estabelecidas regras internacionais para a seleção da causa básica de morte (LAURENTI; JORGE; GOTLIEB, 2009; OMS, 1980).

Em 1955, a Sétima Revisão da CID foi aprovada com a proposta de poucas modificações, em relação à revisão anterior, apenas relativas à correção de erros e incoerências (OMS, 1980). As revisões subsequentes, 8<sup>a</sup>, 9<sup>a</sup> e 10<sup>a</sup>, aprovadas respectivamente em 1965, 1975 e 1989, resultaram em uma série de novas modificações na composição dos capítulos e categorias de causas de morte (LAURENTI, 1991; OMS, 1980). Algumas dessas mudanças incluem as transferências de doenças de um capítulo para outro, classificação de novas doenças, reorganização de capítulos e fusão e divisão de categorias e subcategorias (GRASSI; LAURENTI, 1998). Recentemente, em 2019, a 11<sup>a</sup> revisão da CID foi adotada durante a 72<sup>a</sup> Assembleia Mundial da Saúde (WHO, 2022). Dessa forma, ao realizar a análise temporal da mortalidade por causas de morte é importante considerar as alterações propostas em cada revisão da CID e propor uma etapa preliminar de compatibilização, a fim de tornar as séries comparáveis ao longo do tempo.

### **3.3 ABORDAGENS DE RECONSTRUÇÃO DE SÉRIES DE ÓBITOS POR CAUSAS DE MORTE**

Segundo Rey et al. (2011), há três principais métodos para lidar com os problemas de quebras nas séries de mortalidade por causa de morte ao longo do tempo, devido às revisões da CID: i) codificação em ponte; ii) método de reconstrução com recombinação de causas; e iii) métodos baseados em séries temporais.

O método de codificação em ponte consiste em criar uma ponte entre duas revisões da CID, classificando os dados de uma amostra de certidão de óbitos de um determinado ano, segundo a revisão antiga e a atual (ANDERSON, 2011; REY et al., 2011). Após essa reclassificação, coeficientes de transição são calculados dividindo o número de óbitos atribuído à causa de morte  $i$ , segundo a revisão atual, pelo número de óbitos pela mesma causa, segundo a revisão anterior (ANDERSON et al., 2001). A partir disso, o ajuste das tendências de mortalidade é feito multiplicando os dados observados, no período de vigência da revisão anterior da CID, pelos coeficientes, assumindo constância ao longo do tempo (ANDERSON, 2011;

PECHHOLDOVÁ et al., 2017). Esse método foi aplicado para examinar os efeitos estatísticos das revisões da CID na Suécia, Canadá, Japão, Itália, Espanha e França, na transição da CID-9 para CID-10 e, para os Estados Unidos, desde a CID-5 (ANDERSON, 2011; ANDERSON et al., 2001; FAUST; DOLMAN, 1964).

A vantagem do método de codificação em ponte consiste na possibilidade de redistribuição direta dos óbitos dos períodos anteriores, com base na nova classificação (PECHHOLDOVÁ, 2009). No entanto, em razão das diferenças nas práticas de codificação e variações na composição intragrupo das causas de morte, as razões de comparabilidade de um país não podem ser aplicadas para reconstrução da série de dados em outro país (ANDERSON, 2011; REY et al., 2011). Além disso, uma limitação desse método refere-se ao tamanho da amostra de certidão de óbitos (PECHHOLDOVÁ et al., 2017). Para minimizar o custo de aplicação, normalmente uma amostra pequena é analisada, o que permite que os coeficientes sejam conhecidos apenas para grandes grupos de causas de morte. Nesse caso, o problema é que incerteza sobre a suposição de estabilidade dos coeficientes de transição se torna maior.

O segundo método de reconstrução das séries de óbitos, proposto por Vallin e Meslé (1988), é composto por três etapas: i) construção de tabelas de correspondência; ii) definição de associações de itens; e iii) cálculo de coeficientes de transição. Na primeira etapa, duas tabelas de correspondência são definidas por meio de ligações teóricas, com base nos diagnósticos (PENINA; MESLÉ; VALLIN, 2022). A primeira associa cada item da lista detalhada de causas de morte específicas da revisão anterior aos da nova revisão e a segunda liga cada item da nova revisão aos itens da revisão anterior. Essas associações são definidas considerando que a correspondência entre os códigos pode ser total ou parcial. Em caso de ligação total, todo conteúdo do item da revisão antiga corresponde ao item da nova revisão, em caso de ligação parcial, o item da revisão antiga é associado a vários itens da nova revisão (PENINA; MESLÉ; VALLIN, 2022).

Por exemplo, segundo Pechholdová et al. (2017), o item “outras formas agudas e subagudas de cardiopatia isquêmica (411)”, classificado no capítulo de doenças do aparelho circulatório na CID-9, corresponde à fusão de quatro subcategorias do mesmo capítulo na CID-8. No entanto, duas dessas associações são parciais, ou seja, apenas uma parcela dos óbitos classificados deve ser redistribuída para a reconstrução da série de acordo com a CID-9, o



que torna a compatibilização ainda mais complexa. Nesse sentido, quanto maior o nível de detalhamento dos dados a serem compatibilizados pelo método de Vallin e Meslé (1988), maior o número de fusões e divisões de itens que podem resultar em associações que variam de simples a complexas.

Após a definição e análise da coerência de cada associação, uma tabela de transição é construída para o cálculo dos coeficientes. Essa tabela é fundamental, por exemplo, para cruzar o número de óbitos das associações caracterizadas pela divisão parcial de vários itens da revisão antiga em itens da nova revisão (PECHHOLDOVÁ et al., 2017). As séries de óbitos reconstruídas são obtidas aplicando os coeficientes de transição aos óbitos observados na revisão antiga (PECHHOLDOVÁ et al., 2017).

Em seguida, uma inspeção visual é feita para garantir que não haja quebras suspeitas nas novas séries de óbitos por causa (PECHHOLDOVÁ, 2009; PECHHOLDOVÁ et al., 2017). Caso alguma mudança brusca e inesperada seja identificada nas séries, as tabelas de correspondência e as associações são revisadas (PECHHOLDOVÁ et al., 2017; VALLIN; MESLÉ, 1988). Essa abordagem foi adotada para reconstrução da série de óbitos por causas de morte específicas de países como França, Alemanha, Ucrânia, Moldávia e Belarus (GRIGORIEV; MESLÉ; VALLIN, 2012; MESLÉ; VALLIN, 1996, 2012; PECHHOLDOVÁ, 2009; VALLIN; MESLÉ, 1988).

Os métodos de codificação em ponte e o proposto por Vallin e Meslé (1988) são muito trabalhosos e exigem tempo para aplicação (JANSSEN; KUNST, 2004; PECHHOLDOVÁ et al., 2017). Além disso, essas abordagens ignoram as flutuações anuais das mortes ao considerar os coeficientes de transição constantes ao longo do tempo (VAN DER STEGEN et al., 2014). Nesse contexto, o terceiro método refere-se ao uso de técnicas estatísticas, como alternativa aos apresentados anteriormente (JANSSEN; KUNST, 2004; REY et al., 2011; VAN DER STEGEN et al., 2014). Nesse tipo de abordagem, o primeiro passo consiste em definir uma tabela de correspondência de códigos entre as diferentes revisões da CID. A partir dessa informação, as séries de óbitos por causa de morte são obtidas a cada ano, respeitando os códigos definidos. Por fim, métodos estatísticos aplicados a séries temporais são usados para detectar e corrigir as quebras nas séries de óbitos por causa (JANSSEN; KUNST, 2004; REY et al., 2011; VAN DER STEGEN et al., 2014).

O uso de técnicas estatísticas é vantajoso por considerar as flutuações anuais dos óbitos, visto que toda série temporal é analisada, e por demandar menos tempo para aplicação do que as abordagens de codificação em ponte e a de Vallin e Meslé (1988). No entanto, a maioria dos estudos estatísticos não garante o mesmo total de óbitos após a reconstrução da série. Além disso, as aplicações para as quais são discutidas as funcionalidades desses métodos são para um grupo de causas de morte específicas e grupos etários selecionados (PECHHOLDOVÁ et al., 2017).

De forma geral, minimizar as quebras nas séries de óbitos por causa de morte, em decorrência das mudanças nas revisões da CID, é uma etapa necessária para analisar a mortalidade por causas durante um longo período. Diferentes abordagens podem ser adotadas para a reconstrução das tendências de óbitos por causa de morte, cabendo ao pesquisador a escolha da melhor estratégia, considerando a estrutura dos dados e tempo de aplicação. No presente trabalho, como será discutido mais adiante, a abordagem escolhida é semelhante à proposta por Vallin e Meslé (1988).

### **3.4 DADOS E MÉTODOS**

#### *3.4.1 Dados*

Foram utilizados dados de óbitos por grupo etário, sexo e causa de morte do município de São Paulo, entre 1950 e 2020. As informações referentes à CID-6 (1950-1957), CID-7 (1958-1968), CID-8 (1969-1978) e parte da CID-10 (1996-2017) são provenientes do Registro Civil, disponibilizados pela Fundação Seade. Os dados dos anos de vigência da CID-9 (1979-1995) e de 2018 em diante são do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM), fornecidos pelo Departamento de Informática do SUS (DATASUS). O pacote *Microdatasus* foi usado no *software* R para extrair os dados do DATASUS (SALDANHA; BASTOS; BARCELLOS, 2019)

Os dados de óbitos por causa são referentes aos capítulos de doenças infecciosas e parasitárias, neoplasmas, doenças do aparelho circulatório, doenças do aparelho respiratório, causas externas e das demais causas residuais. A Tabela 1 apresenta a estrutura de tabulação das informações de mortalidade do município de São Paulo. Nos anos de 1964 e 1970 a 1976,

a estrutura dos dados tem um menor nível de desagregação (tabulação de 50 causas de mortalidade - agrupamentos de categorias de 3 caracteres). Nos demais anos, há um maior nível de especificação das informações (subcategorias de 4 caracteres). Por exemplo, os dados de óbitos por pneumonia de 1976 estão estruturados em um agrupamento de categorias de 3 caracteres denominado “Pneumonia (480-486)”, enquanto os dados de 1977 estão desagregados por categorias de 3 caracteres como, por exemplo, “outras pneumonias bacterianas (482)”, que pode ser desagregada em subcategorias de 4 caracteres, como “bacilo de Friedlander (482.0)”.

Quadro 1 - Estrutura das informações de mortalidade do município de São Paulo (1950-2020)

Classificação	Período	Nível de desagregação
CID-6	1950-1957	Subcategorias de 4 dígitos
CID-7	1958-1968, exceto 1964	Subcategorias de 4 dígitos
	1964	Agrupamentos de categorias de 3 dígitos
CID-8	1969	Subcategorias de 4 dígitos
	1970-1976	Agrupamentos de categorias de 3 dígitos
	1977-1978	Subcategorias de 4 dígitos
CID-9	1979-1995	Subcategorias de 4 dígitos
CID-10	1996-2020	Subcategorias de 4 dígitos

Fonte: elaboração própria.

### 3.4.2 Correções dos dados de óbitos

Antes de iniciar a etapa de reclassificação dos óbitos por causa foram necessários alguns ajustes nos dados. Primeiro, corrigimos a invasão de óbitos no período de 1920 a 1969, período em que as mortes eram registradas por local de ocorrência. Dessa forma, a mortalidade no município era sobrestimada, visto que não refletia somente as condições reais da população residente (BERQUÓ; GONÇALVES, 1974). Para corrigir esse fenômeno foram utilizadas informações de óbitos de não residentes do município de São Paulo, disponibilizadas por Berquó e Gonçalves (1974). As autoras calcularam a média de óbitos de não residentes nos triênios de 1929/31, 1939/41, 1949/51, 1959/61 e do ano 1968, por sexo e grupo etário quinquenal, com base nos atestados de óbitos do município, fornecidos pelo Departamento de Arquivo do Estado de São Paulo. Com esse resultado, a proporção de óbitos

invasores foi obtida, por sexo, para os grupos etários de 0 a 1 ano, 1 a 4 anos, 5 a 14 anos, 15 a 49 anos e 50 anos e mais, em todos os anos de 1939 a 1968.

Como as proporções fornecidas por Berquó e Gonçalves (1974) abrangem faixas etárias extensas, nesse estudo a proporção de óbitos invasores por grupo etário quinquenal e sexo foi calculada a partir das informações da média de óbitos de não residentes nos triênios e no ano de 1968. Para estimar a proporção de óbitos de não residentes nos anos intermediários foi adotado como pressuposto a variação linear das proporções, ao longo do tempo, conforme sugerido por Siviero, Turra e Rodrigues (2011).

Segundo Camargo (1984), a distribuição dos óbitos invasores difere por causa de morte, com maior peso para aquelas causas relacionadas à necessidade de busca por recursos médico-hospitalares na capital. No entanto, devido à ausência de informações de óbitos de não residentes, por sexo, grupo etário e causa de morte, no período analisado, optou-se por considerar o mesmo fator de ajuste para todas as causas. Em relação ao sub-registro de mortes, estudos sugerem que a cobertura do registro de óbitos é aproximadamente completa no município de São Paulo, desde 1940 (FERREIRA, 1981; SILVA, 2009; SIVIERO, 2009; SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). Diante disso, não foram necessárias correções nos dados de óbitos.

### *3.4.3 Abordagem para compatibilização dos óbitos por causa de morte*

Neste estudo, a reconstrução das séries de óbitos foi feita em quatro etapas, sendo elas: i) construção de tabelas de correspondência; ii) definição das associações de itens; iii) redistribuição dos óbitos; iv) análise visual das séries reconstruídas. A abordagem escolhida é semelhante à proposta por Vallin e Meslé (1988), com algumas diferenças que serão discutidas adiante.

Na primeira etapa foi definida uma tabela de correspondência de códigos, com base nos diagnósticos, entre cada revisão e a CID-10. As causas de morte que compõem os capítulos<sup>4</sup>, em cada revisão da CID, foram comparadas à CID-10, item a item de três caracteres, ligando aqueles com diagnósticos em comum. O objetivo era mapear as transferências de itens de

---

<sup>4</sup>Cada capítulo da CID refere-se ao maior nível de agrupamento de causas de morte, sendo formado por um conjunto de categorias de 3 caracteres e subcategorias de 4 caracteres.

causas de morte específicas entre os capítulos da CID. Como os códigos de três dígitos permaneceram iguais na transição da CID-6 para CID-7, a determinação da correspondência com a CID-10 se restringiu a três classificações (JANSSEN; KUNST, 2004). Optou-se por examinar categorias de três dígitos, devido ao nível de detalhamento dos dados durante grande parte da CID-8 (agrupamentos de categorias de três dígitos) e à complexidade na determinação da correspondência entre subcategorias de quatro dígitos. As correspondências identificadas estão detalhadas na Tabela 1 e no Apêndice 2.

Tabela 1 – Correspondência entre os códigos da CID-6, CID-7, CID-8, CID-9 com a CID-10

Capítulos	Código			
	CID-6 (1950-1958) e CID-7 (1958-1968)	CID-8 (1969-1978)	CID-9 (1979-1995)	CID-10 (1996-2020)
I - Algumas doenças infecciosas e parasitárias	001-138 e 571 (exceto 022)	000-136 (exceto 135)	001-139 e 279.1, exceto (135)	A00-B99
II - Neoplasmas (tumores)	140-239 e 294	140-239	140-239	C00-D48
IX - Doenças do aparelho circulatório	400-468 e 022, 330-334	390-458 (exceto 446)	390-459 (exceto 446)	I00-I99
X - Doenças do aparelho respiratório	470-527 e 240, 241	460-519	460-519	J00-J99
XX - Causas externas de morbidade e de mortalidade	E800-E999	E800-E999	E800-E999	V01-Y98
Demais causas	Residual	Residual	Residual	Residual

O processo de construção da tabela de correspondência foi complementado pelos achados da literatura, que indicaram uma transferência importante ao nível de subcategorias, na transição da CID-9 para CID-10 (BUCHALLA et al., 1996; GRASSI; LAURENTI, 1998). Essa mudança refere-se à classificação da Síndrome da Imunodeficiência Adquirida (AIDS) que foi a única alteração entre capítulos, no nível de subcategorias, considerada na compatibilização. Além disso, é importante ressaltar que a reconstrução das séries de óbitos não foi feita a partir do nascimento, mas do 1º ano de idade. Isso foi necessário devido à dificuldade de se identificar categorias comparáveis entre os itens do capítulo de doenças perinatais, a cada revisão da CID. A composição desse capítulo se modificou substancialmente e é provável que tenham ocorrido associações complexas com os demais capítulos. No entanto, mesmo diante da indicação de correspondências adequadas, o baixo nível de desagregação dos dados disponíveis, na vigência da CID-8, dificultaria a reconstrução das séries de óbitos desse grupo etário.

Após a construção da tabela de correspondência, o próximo passo sugerido por Vallin e Meslé (1988) consiste na definição das associações entre os itens correspondentes. Nessa etapa, todas as associações foram consideradas totais, o que indica que os óbitos do item da revisão antiga devem ser transferidos em sua totalidade para o item correspondente, de acordo com a nova revisão. Nessa etapa é importante ressaltar que, como o interesse consistia na compatibilização de capítulos da CID, qualquer troca entre categorias e subcategorias, realizada dentro de um mesmo capítulo, não provocou descontinuidades nas séries. Somente transferências de itens entre capítulos precisaram ser identificadas e tratadas. Diante disso, a escolha de trabalhar com os principais capítulos da CID minimizou o viés de classificação, associado à estratégia de compatibilização.

Em seguida, a terceira etapa da abordagem de reconstrução das séries de óbitos consistiu na redistribuição dos óbitos em cada ano, respeitando a composição da tabela de correspondência. Nessa etapa, Vallin e Meslé (1988) sugeriram o uso de coeficientes de transição. Nesse caso, primeiro o número de óbitos pela causa de morte  $i$  ocorridos, por exemplo, em 1995, são codificados pela CID-9 e pela CID-10. Em seguida, o número de mortes, classificados de acordo com a CID-10, é dividido pelo número de morte, classificados segundo a CID-9. O resultado permite medir o efeito da nova revisão da CID na série da causa de morte em questão. Por último, ao multiplicar o número de óbitos observados, em cada ano da CID-9, pelo coeficiente de transição é possível corrigir as séries de óbitos, considerando as mudanças entre as revisões.

Dessa forma, os coeficientes de transição são calculados considerando os dados em único ano e, sob a hipótese de constância ao longo do tempo, são aplicados para corrigir as séries de mortalidade em todos os anos correspondentes à revisão da CID de interesse. Portanto, as flutuações anuais das mortes que podem produzir resultados distintos, dependendo do ano utilizado para o cálculo dos coeficientes de transição, são desconsideradas por esse método. Ainda assim esses coeficientes são utilizados para correção das séries porque facilitam o processo de reconstrução, principalmente, mediante associações complexas entre causas de morte. No entanto, nesse estudo, ao contrário do sugerido por Vallin e Meslé (1988), optou-se por redistribuir o número de óbitos por causa de morte, sexo e grupo etário, em cada ano de análise, sem o uso dos coeficientes de transição, de acordo com a tabela de

correspondência. A vantagem dessa escolha deriva da possibilidade de considerar as flutuações anuais dos óbitos, ocorridas no período de estudo.

Finalmente, a quarta e última etapa consistiu na avaliação da presença de mudanças repentinas (quebras) nas séries compatibilizadas, por meio do método clássico de inspeção visual das tendências<sup>5</sup>. Essa análise é importante, pois a identificação de possíveis quebras indica a necessidade de revisão da tabela de correspondência. Nessa etapa, as séries reconstruídas foram examinadas para os sexos combinados, visto que é razoável supor que os efeitos das mudanças nas classificações operam da mesma forma para homens e mulheres (JANSSEN; KUNST, 2004).

### 3.5 RESULTADOS

#### 3.5.1 *Séries de óbitos reclassificadas por causa de morte*

As Tabelas 1A e 2A do Apêndice 2 e a Figura 1 apresentam as séries compatibilizadas e originais do total de óbitos, por causa de morte, para ambos os sexos, no período de 1950 a 2020. Inicialmente, é importante destacar que, em 2020, o aumento repentino dos óbitos por doenças infecciosas e parasitárias e do aparelho respiratório, assim como a diminuição das neoplasias e doenças do aparelho circulatório podem ser explicados pela pandemia de Covid-19. De forma geral, as séries antes da compatibilização revelam quebras importantes nas tendências históricas de mortalidade, principalmente, por doenças infecciosas e parasitárias, doenças do aparelho circulatório e demais causas. Os outros capítulos analisados não indicaram flutuações anormais no ano de revisão da CID.

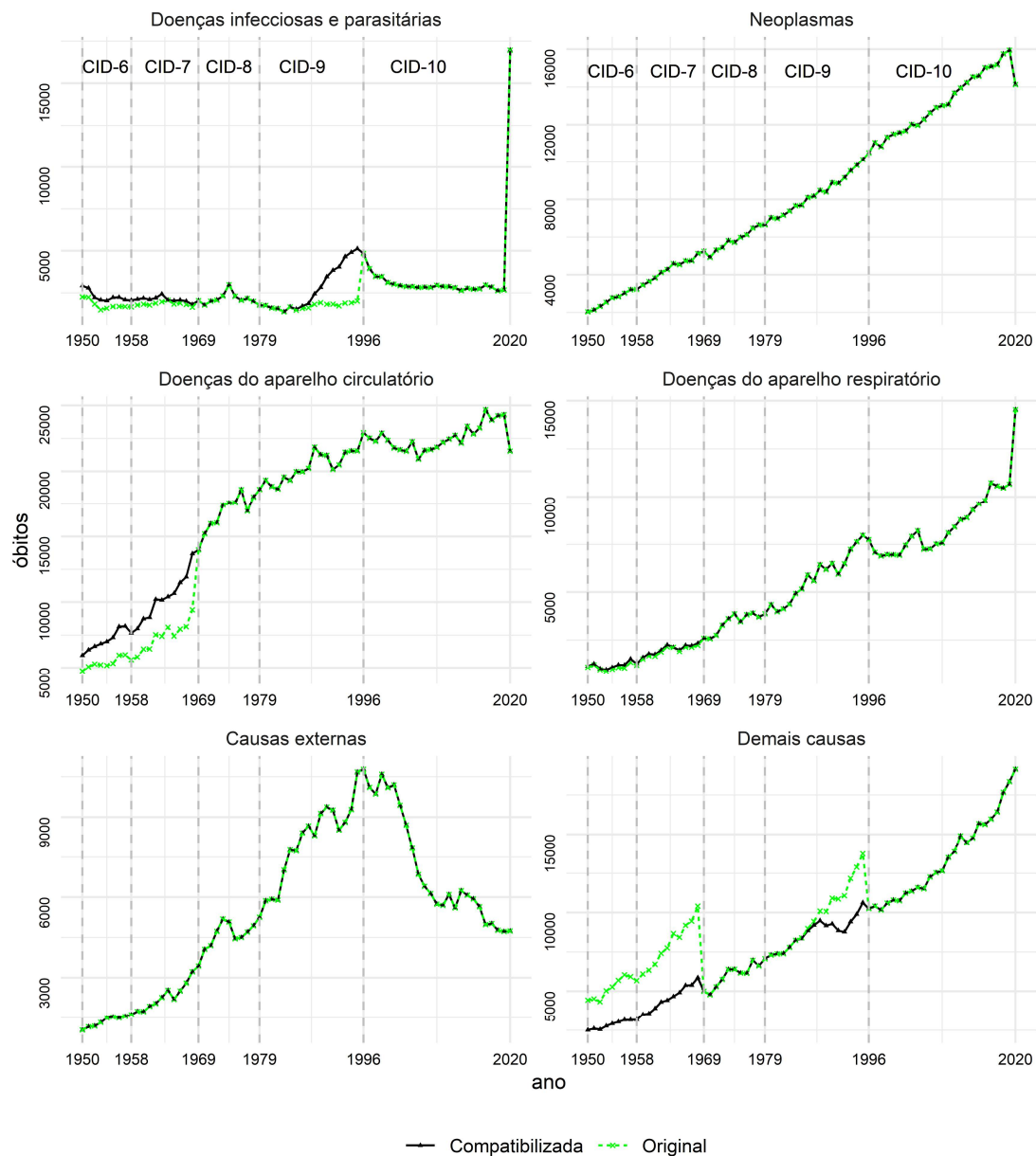
Na transição da CID-7 para a CID-8, a quebra observada em doenças do aparelho circulatório pode ser quase inteiramente explicada pela mudança na classificação dos óbitos por lesões vasculares que afetam o sistema nervoso central (330-334). Esses óbitos eram classificados em doenças do sistema nervoso e órgãos do sentido (capítulo VI), na CID-6 e CID-7,

---

<sup>5</sup> Em versão anterior deste trabalho, foi utilizado também um método estatístico para avaliação das séries reconstruídas proposto por Camarda e Pechholdová (2014). Com exceção das séries de óbitos por doenças do aparelho circulatório, na transição da CID-7 para CID-8, e o grupo de demais causas, na transição da CID-8 para CID-9, os resultados confirmam que não há quebras estatisticamente significativas nas séries reconstruídas. No entanto, optou-se por não aplicar correção nas séries em que o método apontou quebras, visto que fica evidente pela análise visual que as séries reconstruídas apresentam um comportamento regular ao longo do tempo. Além disso, pouco poderia ser feito a mais para melhorar a compatibilização com os dados existentes.

contudo, desde a CID-8 foram movidos para doenças do aparelho circulatório. Portanto, o processo de reconstrução das séries elevou o número de óbitos por doenças do aparelho circulatório, ao mesmo tempo em que diminuiu o número de óbitos por doenças do sistema nervoso e órgãos do sentido, agrupadas no grupo de demais causas.

Figura 1 - Total de óbitos por causa de morte, município de São Paulo (1950-2020)



Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).



Diante disso, a participação relativa das doenças do aparelho circulatório, dentre as principais causas de morte, aumentou cerca de 7,7% a 13,3%, após a compatibilização. Por exemplo, em 1968, as mortes por doenças do aparelho circulatório foram responsáveis por aproximadamente 29,4% do total de óbitos, antes da compatibilização. Após a reconstrução da série, esse percentual se elevou para cerca de 42,7% (aumento de 4.271 óbitos ou 13,3%). De forma equivalente, nesse período, a diminuição dos óbitos por causas classificadas no agrupamento de demais causas levou à redução da participação relativa desse grupo em cerca de 11,3 % a 15,0%. Desse modo, as mudanças contribuíram para ajustar o número de óbitos por doenças do aparelho circulatório e minimizar parte da quebra observada no grupo de demais causas, até 1969.

Entre 1950 e 1968, período de vigência da CID-6 e CID-7, a reconstrução das séries de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias resultou em uma mudança no nível da curva, caracterizada pelo aumento do número de óbitos. Essa alteração foi produzida pela reclassificação dos óbitos por gastroenterite e colite (571) que foram movidos do capítulo de doenças do sistema digestivo (grupos demais causas) para doenças infecciosas e parasitárias. No entanto, pela análise visual, não foi identificada quebra no capítulo de doenças infecciosas e parasitárias, o que pode ser associado à distribuição etária dessa causa de morte, caracterizada por maior concentração entre os menores de 1 ano. Essa mudança representou um aumento modesto na participação relativa das doenças infecciosas e parasitárias na mortalidade geral, em cerca de 0,5% a 4,2%.

Na atualização da nona para a décima revisão da CID, uma clara quebra foi verificada no capítulo de doenças infecciosas e parasitárias, relacionada à mudança de classificação dos óbitos por AIDS (279.1). Durante o período de vigência da CID-9, a maior parte dos óbitos por AIDS eram classificados no capítulo de doenças das glândulas endócrinas, da nutrição e do metabolismo e transtornos imunitários (CID-9). No entanto, desde 1995, a classificação mudou para o capítulo de doenças infecciosas e parasitárias (CID-10). Essa modificação levou à uma quebra na série de mortes por doenças infecciosas e parasitárias, caracterizada por um aumento inesperado dos óbitos entre 1995 e 1996. Em 1995, 3.116 óbitos por AIDS foram transferidos para o capítulo de doenças infecciosas e parasitárias, o que representou um aumento de cerca de 155,0% no número de óbitos. Essa alteração contribuiu para elevar

a participação relativa das mortes por doenças infecciosas e parasitárias de 3,0% para cerca de 7,8%, dentre as principais causas de morte. As revisões nas causas restantes alteraram pouco a composição dos capítulos examinados, porque registraram nenhum ou poucos óbitos em cada ano.

De forma geral, os resultados sugerem que a proposta de compatibilização entre as revisões da CID minimizou as quebras identificadas. A evolução das séries reconstruídas apresenta um comportamento coerente, sem grandes flutuações inesperadas nos anos de revisão.

### *3.5.2 Evolução da distribuição proporcional dos óbitos por causa de morte*

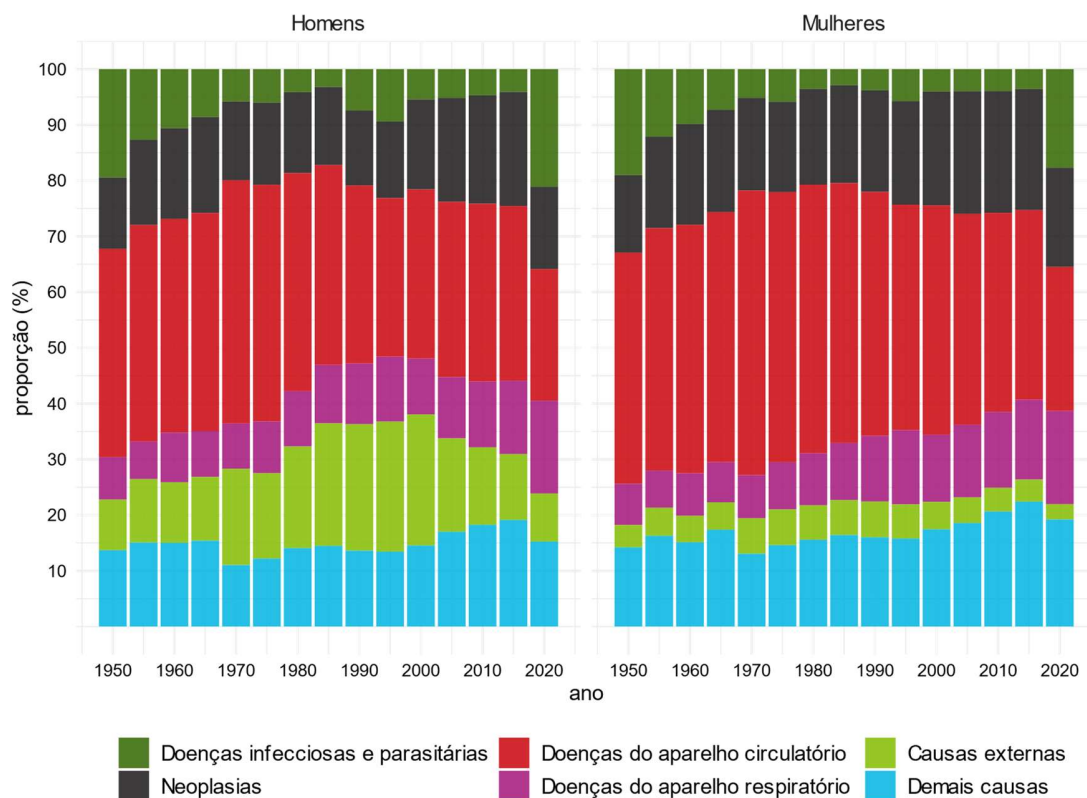
Para avaliar a distribuição relativa dos óbitos por causa, as mortes por causas mal definidas foram redistribuídas proporcionalmente entre todas as causas definidas, por sexo e grupo etário. Nesse sentido, é importante destacar que os óbitos por causas mal definidas representaram menos de 5,0% do total de mortes em todos os anos estudados. Esse percentual oferece indicativos sobre a qualidade das estatísticas de mortalidade do município de São Paulo, sugerindo que os dados podem ser considerados de alta qualidade. Isso porque, apesar de arbitrário, o ponto de corte para classificação de alta qualidade dos dados é apontado como inferior à 10,0%, na literatura (MATHERS et al., 2005).

As Tabelas 3A e 4A do Apêndice 2 e a Figura 2 apresentam a distribuição relativa das principais causas de morte, para homens e mulheres, entre 1950 e 2020. Em todo o período, as doenças do aparelho circulatório permaneceram como a principal causa de morte dos homens, sendo responsável por cerca de 23,6% a 43,6% das mortes. No início do período de análise, as doenças infecciosas e parasitárias foram responsáveis por parcela importante dos óbitos, ocupando a segunda posição dentre as principais causas de morte, em 1950, quando respondeu por cerca de 19,4% dos óbitos, seguidas pelo grupo de demais causas (13,7%).

Apesar da parcela de mortes por doenças infecciosas e parasitárias continuar relativamente alta, entre 1955 e 1965, período em que diminuiu de 12,7% para 8,6%, as mortes por neoplasias superaram esse percentual ocupando a segunda posição, respondendo por cerca de 15,3% a 17,2% dos óbitos. Nesse período, a participação do grupo de demais causas ocupou a terceira posição, dentre as principais causas de morte, sendo responsável por cerca de 15,1% a 15,4% dos óbitos. Esse cenário se modificou, entre 1970 e 2000, com o aumento

substantial das mortes por causas externas, que assumiram a segunda posição dentre as principais causas de morte dos homens, com o percentual passando de 17,3% para 23,5%. Nesse período, as neoplasias foram responsáveis pelo terceiro maior percentual de mortes entre os homens.

Figura 2 - Distribuição percentual das principais causas de morte, município de São Paulo (1950 a 2020)



Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

A partir de 2005, uma diminuição da importância relativa das causas externas foi acompanhada pelo aumento da participação das neoplasias e do grupo de demais causas, que assumiram a segunda e terceira posição das principais causas de morte, respectivamente. A única exceção ocorreu em 2020, em que a maior proporção de mortes por doenças do aparelho circulatório foi seguida pelas doenças infecciosas e parasitárias e doenças do aparelho respiratório. Esse resultado está associado à pandemia de Covid-19. Além disso, é importante ressaltar que, em todo período de análise, os cinco grupos de causas específicas de morte analisados representaram entre 80,9% e 89,0% do total de óbitos.

Em relação às mulheres, de forma similar ao observado entre os homens, as doenças do aparelho circulatório constituíram a principal causa de morte durante todo período de estudo, respondendo por cerca de 25,8% a 51,1% da mortalidade geral. Em 1950, as doenças infecciosas e parasitárias foram responsáveis pelo segundo maior percentual de óbitos (19,0%), seguidas pelo grupo de demais causas (14,2%). No entanto, a partir de 1955, as neoplasias aumentaram sua importância relativa, assumindo a segunda posição até cerca de 2015, quando o grupo de demais causas assumiu essa posição. Essa mudança pode ser explicada, principalmente, pelo aumento das mortes por doenças do sistema nervoso, em 2015, e pela diminuição das mortes por neoplasias, em 2020.

Vale destacar que, diferente da experiência dos homens, a mortalidade por causas externas das mulheres foi responsável por um percentual relativamente baixo dos óbitos, atingindo um valor máximo de 6,4%, em 1990. Portanto, a participação das causas externas de mortalidade dos homens foi cerca de 3 vezes a verificada entre as mulheres. Juntos, os cinco capítulos de causas de morte selecionados foram responsáveis por cerca de 76,3% a 86,9% dos óbitos das mulheres, entre 1950 e 2020.

É importante ressaltar ainda que, apesar das demais causas terem ocupado posição de destaque em alguns anos na mortalidade de homens e mulheres, esse é um grupo mais heterogêneo, composto por 14 capítulos de morte. Para compreender de forma mais específica a sua participação no total de óbitos é preciso uma análise mais profunda, abrindo esse grande grupo de causas de morte. No entanto, mesmo diante do seu peso relativo, as cinco principais causas de morte selecionadas desempenharam papel mais relevante, explicando aproximadamente mais de 80,0% do total de mortes dos homens e 76,0% das mulheres.

Em relação à tendência temporal das causas de morte, até a década de 1970, a proporção de mortes por doenças do aparelho circulatório aumentou e, desde então, tem apresentado tendência de diminuição na maior parte do período. Em 1950, essa causa de morte representou cerca de 37,4% do total de óbitos dos homens e 41,5% das mulheres, diminuindo para 23,6% e 25,8%, em 2020. Além disso, a proporção de óbitos por doenças do aparelho circulatório foi maior para as mulheres do que para os homens, em todo período de análise.

As mortes por doenças infecciosas e parasitárias apresentaram uma tendência geral de diminuição. No entanto, duas exceções ocorreram, associadas ao surgimento de novas doenças. A primeira refere-se à década de 1990, em que a epidemia de AIDS aumentou a representatividade das doenças infecciosas e parasitárias. Para os homens, a proporção de mortes por essa causa aumentou de 3,2%, em 1985, para 9,4%, em 1995. Para as mulheres, a mudança observada foi de 2,9% para 5,7%, no mesmo período. É importante ressaltar que a proporção de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias foi ligeiramente maior para os homens em todo o período de análise, apenas durante a epidemia de AIDS essa diferença aumentou. A segunda exceção diz respeito à pandemia de Covid-19, que elevou substancialmente o percentual de óbitos por doenças infecciosas e parasitárias de homens e mulheres, passando de cerca de 4,0% para 21,1% e de 3,3% para 17,7%, respectivamente. No mesmo ano, a participação relativa das doenças do aparelho respiratório aumentou, enquanto das outras causas examinadas diminuiu.

No que diz respeito às neoplasias, a participação relativa dessa causa de óbitos foi maior para as mulheres, em comparação aos homens, em todo período de análise. Além disso, observa-se tendência de aumento da proporção de mortes das mulheres por neoplasias, desde a década de 1980. A participação relativa dessa causa de morte passou de 13,9%, em 1950, para 21,7%, em 2015, diminuindo para 17,8%, em 2020. Em contrapartida, no caso dos homens, uma tendência semelhante foi verificada somente após um período de quase estagnação, observado entre 1970 e 1995. Assim, a proporção de mortes por neoplasias dos homens passou de 12,8%, em 1950, para 20,4%, em 2015, reduzindo para 14,8%, em 2020.

Em relação às doenças do aparelho respiratório, houve um aumento da participação dessa causa de morte ao longo do tempo. Entre 1950 e 2020, a proporção de mortes dos homens por doenças do aparelho respiratório se elevou de cerca de 7,6% para 16,6%. De maneira similar, para as mulheres, o indicador passou de aproximadamente 7,4% para 16,7%. Dentre as causas de morte selecionadas, a proporção de mortes por causas externas representou a maior diferença entre homens e mulheres. Essa diferença aumentou, principalmente de 1980 a 2000, quando a proporção de óbitos por causas externas entre os homens chegou a atingir cerca de 5,0 vezes a verificada entre as mulheres. No entanto, desde 2005, a diferença tem diminuído, devido à rápida diminuição da mortalidade por causas externas, especialmente

entre os homens. Os resultados mostraram ainda que a maior proporção de mortes por causas externas entre os homens é quase inteiramente compensada pela maior proporção de mortes das mulheres por neoplasias e doenças do aparelho circulatório. Portanto, a maior participação dessas doenças no padrão de causas de morte das mulheres, em comparação aos homens, está associada à menor mortalidade feminina por causas externas.

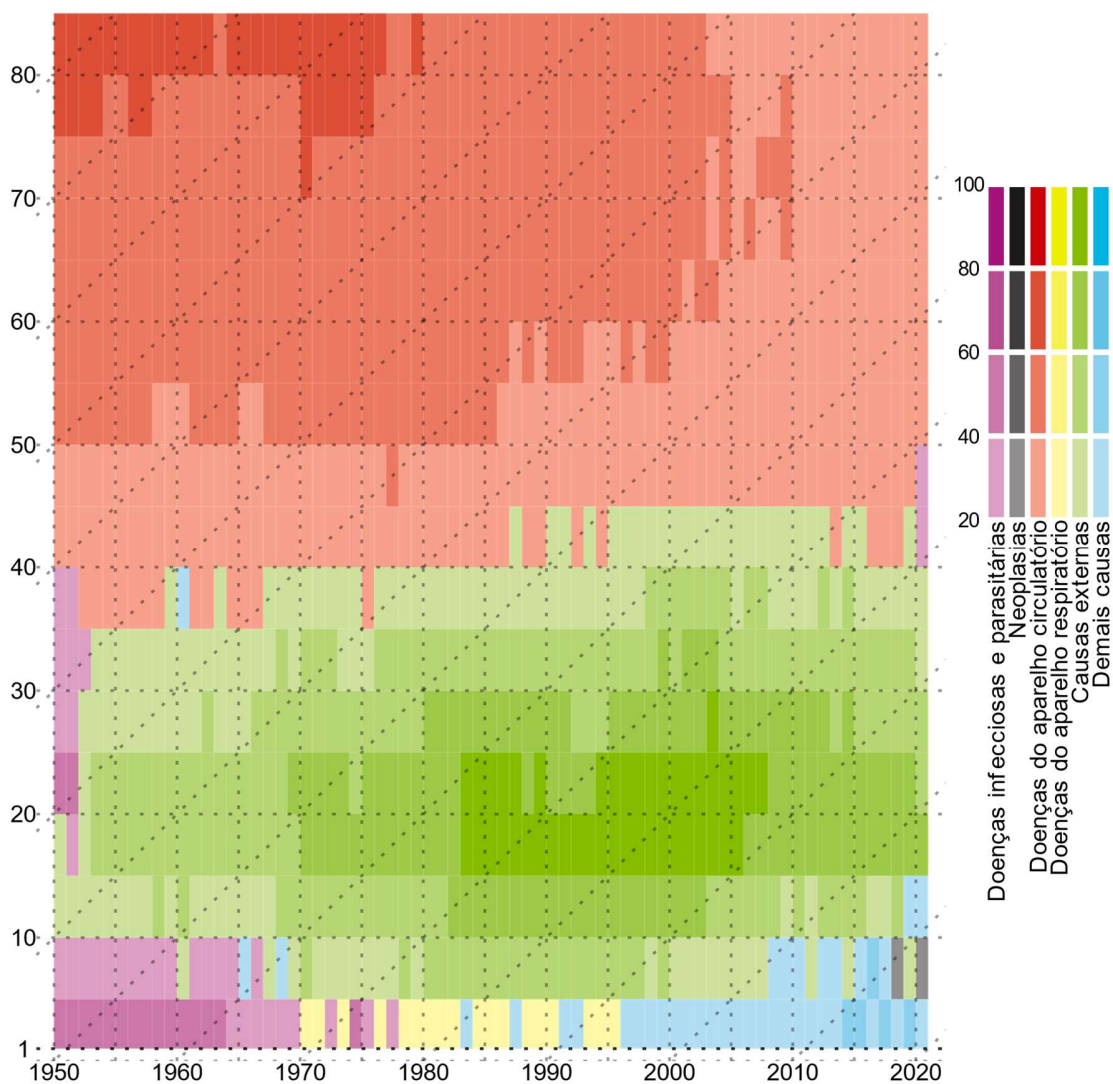
O grupo de demais causas teve maior importância relativa para explicar a mortalidade das mulheres. Além disso, observa-se uma tendência crescente da participação desse grupo, desde meados da década de 1990. Assim como destacado anteriormente, para compreender esse resultado mais profundamente é necessária uma análise específica, analisando a participação dos 14 capítulos de causas de morte em sua composição.

### *3.5.3 Evolução da principal causa de morte, por grupo etário*

Para analisar padrões de idade, período e coorte, a proporção da principal causa de morte de homens e mulheres, em cada grupo etário quinquenal, entre 1950 e 2020, foi apresentada em esquemas qualitativos-sequenciais (Figuras 3 e 4). Nesse tipo de visualização, proposta por Scholey e Willekens (2017), os dados são apresentados em superfícies de diagrama de Lexis, com a variável categórica (causa de morte) representada pela cor e a proporção de óbitos por sequências de escalas de transparência da cor.

A experiência dos homens (Figura 3) mostra que as doenças infecciosas e parasitárias permaneceram ocupando a primeira posição dentre as principais causas de morte nos grupos etários de 1 a 4 anos e 5 a 9 anos, na maior parte do período entre 1950 e 1969. Em 1950, cerca de 56,0% dos óbitos entre 1 e 4 anos e 32,2% dos óbitos entre 5 e 9 anos ocorreram devido às doenças infecciosas e parasitárias, devido à tendência decrescente ao longo do tempo, essas proporções atingiram 36,4% e 17,5%, respectivamente, em 1969. Esse padrão se modificou com o aumento da proporção de mortes por doenças respiratórias, no grupo etário de 1 a 4 anos, e por causas externas, no grupo etário de 5 a 9 anos. Além disso, a proporção do grupo de demais causas cresceu ao longo do tempo, sendo o principal responsável pelas mortes dessas idades, nos últimos anos. No entanto, para compreender mais profundamente esse cenário é necessário abrir esse grupo de causas de morte, analisando a participação de cada capítulo.

Figura 3 – Proporção (%) da principal causa de morte dos homens no grupo quinquenal (a partir de 1 ano), município de São Paulo (1950-2020)



Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

O grupo etário de 10 a 14 anos experimentou um padrão homogêneo em praticamente todo período de análise, caracterizado pela maior proporção de mortes por causas externas. A mudança na escala de transparência de cor, que se tornou mais forte na década de 80 até meados dos anos 2000, indica um aumento na proporção das mortes por essa causa, que foi responsável por mais de 60,0% das mortes dos homens de 10 a 14 anos, nesse período. Entre os jovens e adultos de 15 a 39 anos, até cerca de 1952, as doenças infecciosas e parasitárias constituíam a principal causa de morte. No entanto, a partir desse ano, as causas externas

aumentaram sua participação, representando a maior parcela dos óbitos ocorridos nessas idades, na maior parte do período. Entre 1983 e 2005, a proporção de mortes por causas externas entre 15 e 24 anos aumentou consideravelmente, explicando mais de 80,0% do total de óbitos.

O grupo etário de 40 a 44 anos apresentou um padrão caracterizado pela maior proporção de mortes por doenças do aparelho circulatório, que responderam por cerca de 18,3% a 37,2% das mortes, na maioria dos anos, até o final da década de 80. Desse período em diante, observa-se uma maior participação das causas externas de mortalidade, cuja participação variou de 20,3% a 32,3%. Em relação aos homens com idades superiores a 45 anos, as doenças do aparelho circulatório predominam como principal causa de morte, com tendência decrescente da participação ao longo do tempo, especialmente a partir dos 50 anos. Apenas em 2020, observa-se a maior participação das doenças infecciosas e parasitárias, nos grupos etários de 40 a 44 (23,4%) e 45 a 49 anos (21,9%), associada à pandemia de Covid-19.

A escala de cor mais forte, na representação dos resultados dos idosos com mais de 75 anos, indica que mais de 60,0% do total de óbitos foi associado às doenças do aparelho circulatório, até o final da década de 70. Desse período em diante, apesar de continuar como principal causa de morte do grupo etário, observa-se uma redução da proporção das mortes relacionadas às doenças do aparelho circulatório, nesse grupo etário. Em 1980, cerca de 60,0% dos óbitos masculinos, nas idades de 75 a 79 anos e 80 anos e mais, ocorreram devido às doenças do aparelho circulatório, diminuindo para aproximadamente 25,0%, em 2020. Essa tendência foi acompanhada pelo aumento da mortalidade por neoplasias e doenças do aparelho respiratório.

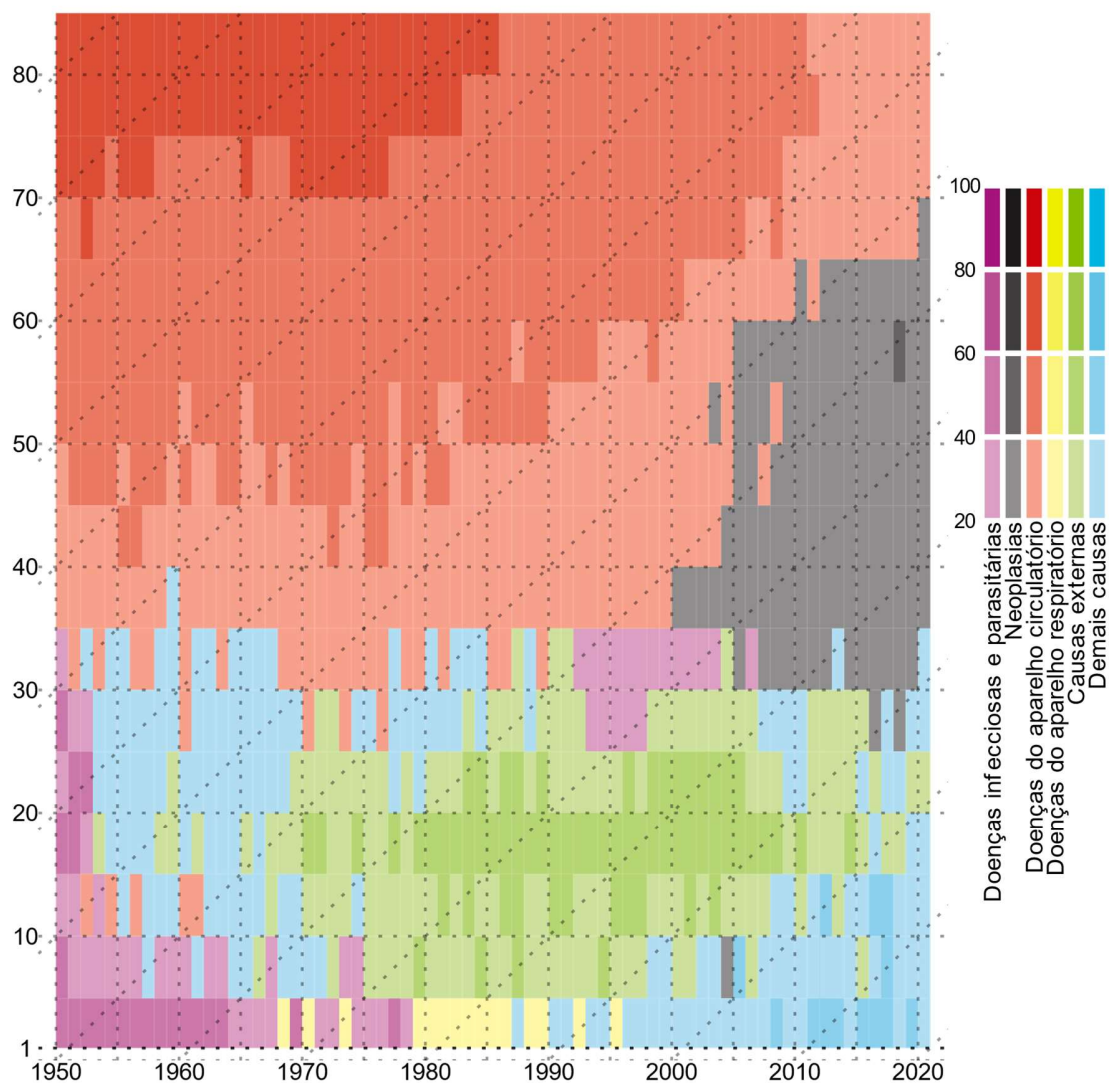
Quando se procura examinar na perspectiva de coorte, observam-se sinais de adiamento do aparecimento das doenças do aparelho circulatório, como principal causa de morte. Desde a coorte de nascidos em meados da década de 1940, a maior proporção de óbitos por doenças do aparelho circulatório, entre 40 e 44 anos, tem sido substituída pelas causas externas. Além disso, observa-se que, as coortes dos nascidos até a década de 60 experimentaram maior proporção de óbitos por doenças infecciosas até os 9 anos de idade, seguido pelas causas externas nas idades de 10 a 44 anos e doenças do aparelho circulatório a partir dos 45 anos. Contudo, esse padrão tem se modificado, a partir da coorte dos nascidos na década de 70, em



que o grupo de doenças do aparelho respiratório e demais causas têm predominado dentre os óbitos registrados de crianças e adolescentes.

Para as mulheres é verificado um padrão mais heterogêneo (Figura 4). O comportamento das doenças infecciosas e parasitárias nos grupos etários compreendidos entre 1 e 9 anos é semelhante ao observado para os homens, no início do período. Essa causa se destaca novamente durante os anos 90 e 2000, entre 25 e 34 anos, com a participação variando de 12,2% a 32,5%, o que pode estar associado à mortalidade por AIDS.

Figura 4 - Proporção da principal causa de morte das mulheres no grupo quinquenal (a partir de 1 ano), município de São Paulo (1950-2020)



Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

Ao contrário do observado entre os homens, as mortes classificadas no grupo de demais causas constituem a principal causa de morte das mulheres até os 35 anos, em vários anos. Até o final da década de 50, esse cenário pode estar associado à mortalidade materna. Contudo, esse resultado aponta para necessidade de uma investigação mais profunda da composição do grupo de demais causas, visto que nos anos mais recentes volta a se destacar como principal causa de morte.

De forma similar ao verificado para os homens, houve um aumento da proporção de causas externas durante a década de 80 até cerca de meados dos anos 2000, nas idades jovens, principalmente entre 15 e 24 anos. Nesse período, as causas externas foram responsáveis por cerca de mais de 40,0% dos óbitos, na maioria dos anos. No entanto, é importante destacar que esse percentual foi inferior ao observado para os homens nesse grupo etário, em que as causas externas foram responsáveis por mais de 80,0% dos óbitos, no mesmo período.

Para as mulheres com mais de 35 anos, as doenças do aparelho circulatório representaram a principal causa de morte, na maioria dos anos. Especificamente entre as idosas com mais de 75 anos, essa causa de morte foi responsável por mais de 60,0% dos óbitos, até meados de 1985. Desde então, observa-se diminuição da proporção de mortes por doenças do aparelho circulatório e aumento da mortalidade por neoplasias e doenças do aparelho respiratório, nesse grupo etário. Além disso, a partir do ano 2000, os resultados indicam uma tendência de substituição gradual das doenças do aparelho circulatório pelas neoplasias, como principal causa de morte, entre as idades de 25 a 69 anos.

Pela perspectiva de coorte, observa-se que, o surgimento da maior proporção de mortes por neoplasias tem ocorrido em idades mais jovens a cada ano, em comparação às coortes mais velhas. Essa tendência de rejuvenescimento da substituição gradual das doenças do aparelho circulatório pelas neoplasias tem sido observada desde a coorte das nascidas na década de 1950. Inclusive, à medida que essa tendência atinge as coortes mais jovens, as neoplasias têm substituído as causas externas e o grupo de demais causas, nos grupos etários de 25 a 34 anos, nas coortes de nascidas a partir da década de 1970. Além disso, os resultados mostram que a mortalidade das mulheres nascidas na década de 1990 foi caracterizada pela maior proporção

do grupo de demais causas. Essa característica foi ainda mais marcante dentre as nascidas a partir dos anos 2000.

### **3.6 DISCUSSÃO**

Este estudo teve como objetivo reconstruir as séries de óbitos por causas de morte, grupo etário quinquenal e sexo do município de São Paulo, entre 1950 e 2020. Especificamente, analisar as mudanças na distribuição proporcional das principais causas de morte, em um período extenso o suficiente para representar parte significativa da transição epidemiológica. De 1950 a 2020, os óbitos por causas de morte foram classificados de acordo com cinco revisões distintas da CID (CID-6 a CID-10). A análise temporal das séries de óbitos por causa de morte revelou reduções e aumentos inesperados, principalmente, na tendência dos óbitos por doenças infecciosas e parasitárias, doenças do aparelho circulatório e pelo grupo de demais causas. Esse comportamento indica que a tendência dos óbitos foi afetada não apenas pelas mudanças reais na mortalidade, mas também pelas alterações na CID.

Diante disso, para tornas as séries de óbitos comparáveis ao longo do tempo e, portanto, minimizar as quebras identificadas, foi aplicado um método de reconstrução, a fim de tornar as séries compatíveis com a CID-10. De forma geral, a tendência da mortalidade verificada após a compatibilização foi marcada pelo aumento dos óbitos por doenças infecciosas e parasitárias e doenças do aparelho circulatório, assim como diminuição dos óbitos no grupo de demais causas. As séries ajustadas apresentaram um comportamento coerente, sem grandes flutuações inesperadas, possibilitando a análise geral sobre as mudanças no padrão de causas de morte do município.

A análise dos óbitos compatibilizados confirma o processo de transição epidemiológica no município de São Paulo, caracterizado pela substituição gradual das doenças infecciosas e parasitárias, como principais causas de mortalidade, pelas doenças crônico-degenerativas. Inicialmente, esse processo ocorreu impulsionado pelas medidas de saúde pública e saneamento, que levaram à redução e até mesmo erradicação de diversas doenças infecciosas e parasitárias, durante as décadas de 40 e 50 (FERREIRA, 1989; FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996; LUNA; KLEIN, 2019). Segunda Luna e Klein (2019), no período de 1920 a 1950, uma diminuição dos óbitos por doenças infecciosas e aumento das doenças

crônico-degenerativas, como as neoplasias, já era observado no município. No entanto, é importante destacar que as mudanças no padrão de mortalidade por causas, no município de São Paulo, não seguiu a sequência linear e unidirecional, proposta pela teoria da transição epidemiológica de Omran (1971).

Mesmo após o início do declínio substancial da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias, foram observados estágios de retrocessos, caracterizados pelo aumento da participação relativa dessa causa de morte. O primeiro ocorreu de meados da década de 60 até a primeira metade de 1970, explicado pelo crescimento acelerado da população, associado a uma expansão lenta da infraestrutura urbana de serviços básicos, o que agravou as condições de vida nos setores periféricos (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1998). Contudo, a partir da segunda metade de 1970, novos decréscimos na proporção de mortes por doenças infecciosas e parasitárias ocorreram, devido às medidas saúde pública e infraestrutura, especialmente nas áreas de atendimento médico, cobertura vacinal e expansão na rede de água e esgoto (FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996, 1998).

Posteriormente, a proporção de mortes por doenças infecciosas e parasitárias aumentou entre meados das décadas de 1980 e 1990, devido à epidemia de AIDS, e, em 2020, em virtude da pandemia de Covid-19. Esse padrão complexo de mudanças, marcado pelo surgimento e ressurgimento de doenças infecciosas e parasitárias, condiz com o modelo proposto por Frenk et al. (1991) para descrever a transição em países em desenvolvimento. Assim, os resultados indicam que a transição no padrão de causas de morte do município de São Paulo foi semelhante à observada em diversos países da América Latina (ALVAREZ; ABURTO; CANUDAS-ROMO, 2020; BORGES, 2017; SCHRAMM et al., 2004).

No que diz respeito à principal causa de morte de homens e mulheres, destaca-se a participação das doenças do aparelho circulatório, em todo período de análise. Esse resultado é consistente com as evidências da maioria dos países desenvolvidos e em desenvolvimento (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2014). Os resultados mostraram ainda que a participação relativa dos óbitos por doenças do aparelho circulatório tem diminuído desde 1970. Nos países desenvolvidos, essa tendência é observada pelo menos desde meados de 1960, em razão da adoção de comportamentos mais saudáveis e o desenvolvimento de

tecnologia médica (AMINI; ZAYERI; SALEHI, 2021; LEVI et al., 2002; OLSHANSKY; AULT, 1986; VALLIN; MESLÉ, 2004).

A análise da principal causa de morte, em cada grupo etário, mostrou que as doenças do aparelho circulatório foram a principal causa de morte dos homens com mais de 45 anos, em todos os anos. No caso das mulheres, as doenças do aparelho circulatório assumiram a posição de principal causa de morte, especialmente, em idades superiores aos 35 anos, na maioria dos anos analisados. Apenas a partir do ano 2000, esse cenário tem sido substituído pela maior participação das neoplasias para explicar os óbitos das mulheres de 25 a 69 anos. A maior concentração das doenças do aparelho circulatório e neoplasias, como principal causa de morte, entre adultos e idosos era esperada, visto que esses grupos são mais vulneráveis às doenças crônicas (BERGERON-BOUCHER; ABURTO; VAN RAALTE, 2020).

Ademais, é importante ressaltar que, concomitante ao declínio da participação das doenças do aparelho circulatório, observa-se uma tendência de crescimento da proporção de mortes por neoplasias. Para as mulheres, esse aumento ocorreu desde 1980, enquanto para os homens foi verificado a partir do ano 2000. Nos países desenvolvidos, as neoplasias tem se tornado cada vez mais importantes, representando a segunda principal causa de morte e, em alguns casos, ultrapassando as doenças cardiovasculares e assumindo a primeira posição (BERGERON-BOUCHER; ABURTO; VAN RAALTE, 2020; SUNG et al., 2021; TOWNSEND et al., 2016).

No caso específico do município de São Paulo, desde 1955, as neoplasias constituíram a segunda causa de morte das mulheres, na maioria dos anos. Para os homens, um resultado semelhante foi observado somente entre 1955 e 1965 e partir de 2005. Essa defasagem temporal pode ser explicada pelo aumento da mortalidade por causas externas, entre 1970 e 2000. Nesse período, as causas externas representaram a segunda maior proporção do total de óbitos dos homens. Dentre os jovens e adultos de 10 a 39 anos, essa causa ocupou a primeira posição, em praticamente todos os anos. Esse resultado é consistente com a nova etapa da transição epidemiológica, proposta por Rogers e Hackenberg (1987), em que a mortalidade é afetada pela modernização crescente, por comportamentos individuais e estilos de vida. Assim, segundo os autores, as causas externas seriam definidas como patologias

sociais, responsáveis por uma parcela significativa dos óbitos. No município de São Paulo, o aumento da mortalidade por causas externas foi similar ao observado na maioria dos países da América Latina, sendo associado, sobretudo, à violência e aos acidentes de trânsito (ABURTO et al., 2016; ALVAREZ; ABURTO; CANUDAS-ROMO, 2020; FERREIRA; CASTIÑEIRA, 1996).

Em relação à participação das doenças do aparelho respiratório, destaca-se sua tendência crescente ao longo do tempo. Segundo Bergeron-Boucher, Aburto e Van Raalte (2020), essa tendência pode ser explicada tanto por fatores de risco como, por exemplo, efeitos de longo prazo do consumo de cigarros, como por meio de riscos competitivos. Nesse último caso, a diminuição da mortalidade por doenças cardiovasculares contribuiria para o aumento da participação relativa das doenças do aparelho respiratório.

De forma similar, o aumento da participação relativa do grupo de demais causas sugere um aumento da complexidade do padrão de causas de morte no município. Isso porque a diminuição das mortes por doenças do aparelho circulatório implica no aumento da mortalidade por outras causas de morte. Evidências de um estudo da mortalidade de 15 países desenvolvidos, entre 1994 e 2017, mostrou que tem ocorrido uma diversificação do padrão de causas de morte (BERGERON-BOUCHER; ABURTO; VAN RAALTE, 2020). Segundo os autores, o declínio da proporção de óbitos por doenças do aparelho circulatório tem sido acompanhado pelo aumento da participação de outras causas de morte como, por exemplo, as doenças do aparelho geniturinário, transtornos mentais e comportamentais e doenças do sistema nervoso. Diante disso, estudos futuros abordando a participação de cada causa de morte na composição do grupo de demais causas são fundamentais para o melhor entendimento da evolução do padrão de causas de morte, no município.

Finalmente, é importante ressaltar que, apesar da tendência geral da mortalidade por causa de morte ser consistente ao longo do tempo, as séries de óbitos compatibilizadas são sensíveis à abordagem de reconstrução das séries e à qualidade dos dados. Nesse sentido, a primeira limitação deste estudo refere-se ao uso dos dados de óbitos desagregados em categorias de três caracteres. Essa escolha tem a vantagem de minimizar a complexidade na determinação de correspondências das causas de morte de cada revisão da CID com a CID-10. No entanto, analisar as mudanças na CID com um nível maior de detalhamento, ou seja, causas

específicas de morte desagregadas em subcategorias de quatro dígitos, permite identificar transferências de causas de morte entre capítulos, não captadas ao nível de três caracteres.

Além disso, é importante ressaltar que as séries compatibilizadas são fortemente influenciadas pela construção da tabela de correspondência das causas de morte entre cada revisão da CID e a CID-10. Assim, qualquer mudança não captada pela tabela de correspondência pode produzir viés nos resultados. No entanto, a escolha de examinar as cinco principais causas de morte, agrupando as demais causas em um único grupo, pode ter minimizado esse viés. Outra limitação refere-se às mudanças na regra de seleção da causa básica de morte entre as sucessivas revisões da CID, que não são consideradas no método de compatibilização e podem ter afetado a magnitude de algumas causas de óbito.

Por fim, a dificuldade em compatibilizar as causas de morte dos menores de 1 ano limitou a análise da mortalidade infantil, que tem um peso substancial em boa parte do período de estudo. Assim, análises futuras sobre a compatibilização das séries de óbitos por causas dessa faixa etária podem produzir insumos importantes para o estudo da mortalidade ao longo do tempo. Apesar das limitações presentes neste estudo, os resultados obtidos permitem examinar parte significativa do processo de transição epidemiológica experimentada pelo município de São Paulo. Em virtude da inexistência de séries de mortalidade reconstruídas para o Brasil e demais regiões, os resultados podem ainda fornecer indicativos sobre as mudanças no padrão de causas de morte experimentado pelo país. Além disso, os resultados possibilitam estudos posteriores sobre a mortalidade por causas e podem servir como instrumentos para a avaliação dos desafios futuros do sistema de saúde, além do monitoramento de medidas de saúde pública.

## APÊNDICE 2

### *Transferência de códigos entre os capítulos a cada revisão da CID e a CID-10*

- 1) Gastroenterite e colite, exceto ulcerativa, idade de 4 semanas ou mais (571) foram movidas de doenças do sistema digestivo (capítulo IX) na CID-6 e CID-7 para doenças infecciosas e parasitárias (capítulo I).
- 2) Policitemia (294) foi movida de doenças do sangue e dos órgãos sanguíneos (capítulo IV) na CID-6 e CID-7 para neoplasmas (capítulo II).
- 3) Lesões vasculares que afetam o sistema nervoso central (hemorragia subaracnóidea (330), hemorragia cerebral (331), embolia cerebral e trombose (332), espasmo das artérias cerebrais (333) e outras lesões vasculares mal definidas que afetam o sistema nervoso central (334) foram movidas de doenças do sistema nervoso e órgão do sentido (capítulo VI) na CID-6 e CID-7 para doenças do aparelho circulatório (capítulo IX). Aneurisma da aorta (22) foi movida de doenças infecciosas e parasitárias (capítulo I) na CID-6 e CID-7 para doenças do aparelho circulatório (capítulo IX).
- 4) Febre do feno (240) e Asma (241) foram movidas de doenças alérgicas, endócrinas, metabólicas e nutricionais (capítulo III) na CID-6 e CID-7 para doenças do aparelho respiratório (capítulo X).
- 5) Sarcoidose (135) foi movida de doenças infecciosas e parasitárias (capítulo I) na CID-8 e CID-9 para doenças do sangue e dos órgãos hematopoéticos e alguns transtornos imunitários (capítulo III).
- 6) Poliarterite nodosa e condições afins (446) foi movida de doenças do aparelho circulatório (capítulo VII) na CID-8 e CID-9 para doenças do sistema osteomuscular e do tecido conjuntivo (capítulo XIII).
- 7) Síndrome da Imunodeficiência Adquirida (AIDS) (279.1) que foi movida de doenças das glândulas endócrinas, da nutrição e do metabolismo e transtornos imunitários (capítulo III), na CID-9, para doenças infecciosas e parasitárias (capítulo I).



Tabela 1A - Séries de óbitos por causas de morte, classificadas de acordo com CID-6 (1950-1957), CID-7 (1958-1968), CID-8 (1969-1978), CID-9 (1979-1995) e CID-10 (1996-2020), município de São Paulo, 1950 a 2020

Ano	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do aparelho circulatório	Doenças do aparelho respiratório	Causas externas	Demais causas	Total
1950	2258	2027	4745	1069	1030	4438	15567
1951	2234	2121	5067	1185	1151	4523	16281
1952	1833	2312	5276	943	1175	4335	15875
1953	1491	2534	5214	873	1314	5031	16457
1954	1583	2769	5170	971	1488	5281	17261
1955	1686	2822	5322	1052	1524	5700	18106
1956	1692	3014	5950	1027	1488	6052	19223
1957	1686	3201	5984	1331	1546	5936	19685
1958	1661	3221	5612	1181	1610	5687	18972
1959	1773	3447	5824	1508	1736	6102	20391
1960	1831	3629	6422	1668	1726	6342	21618
1961	1774	3820	6434	1654	1926	6723	22331
1962	1885	4115	7519	1875	2027	7418	24839
1963	1969	4277	7400	2139	2257	7756	25799
1964	2063	4584	8086	2118	2526	8677	28054
1965	1838	4530	7417	1901	2188	8433	26308
1966	1891	4731	7954	2125	2497	9190	28388
1967	1805	4737	8131	2124	2800	9457	29054
1968	1645	5125	9418	2227	3220	10407	32042
1969	2039	5243	13989	2588	3436	5001	32296
1970	1773	4917	15211	2563	4057	4784	33305
1971	2005	5310	15990	2742	4192	5292	35531
1972	2069	5440	16046	3265	4724	5758	37302
1973	2311	5814	17425	3611	5186	6395	40742
1974	2983	5719	17580	3863	5073	6401	41619
1975	2290	5983	17601	3450	4448	6167	39939
1976	2056	6118	18608	3823	4498	6147	41249
1977	2167	6477	16950	3901	4701	6976	41172
1978	1994	6634	18035	3696	4933	6621	41913
1979	1772	6651	18618	3873	5254	7077	43245
1980	1748	7026	19322	4344	5868	7306	45614
1981	1596	6984	18839	3977	5921	7379	44696
1982	1561	7157	18653	4124	5888	7397	44780
1983	1369	7376	19562	4367	7017	7793	47484
1984	1663	7659	19308	4925	7762	8239	49556
1985	1472	7681	19982	5161	7728	8399	50423

continua...

Ano	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do aparelho circulatório	Doenças do aparelho respiratório	Causas externas	Demais causas	Total
1986	1580	8099	19972	5894	8414	8990	52949
1987	1611	8172	20234	5587	8672	9439	53715
1988	1818	8483	21839	6431	8313	10100	56984
1989	1918	8393	21269	6182	9134	10068	56964
1990	1823	8899	21220	6497	9377	10915	58731
1991	1828	8862	20152	5941	9260	10867	56910
1992	1727	9160	20497	6479	8522	11076	57461
1993	1888	9532	21450	7235	8812	12176	61093
1994	1914	9823	21550	7625	9279	12887	63078
1995	2013	10144	21552	7967	10675	13744	66095
1996	4844	10511	22933	7742	10779	10251	67060
1997	3937	11044	22514	7073	10106	10407	65081
1998	3470	10837	22283	6886	9862	10165	63503
1999	3458	11331	22890	6959	10591	10601	65830
2000	3105	11495	22353	6949	10092	10793	64787
2001	3009	11572	21775	6928	10196	10750	64230
2002	2921	11663	21634	7445	9439	11227	64329
2003	2868	12014	21527	7915	8704	11356	64384
2004	2868	11965	22248	8209	7828	11593	64711
2005	2813	12281	20924	7239	6851	11510	61618
2006	2835	12630	21591	7253	6401	12260	62970
2007	2813	12908	21643	7513	6133	12537	63547
2008	2942	13009	21830	7557	5739	12642	63719
2009	2870	13066	22194	8102	5691	13507	65430
2010	2863	13675	22437	8411	6098	13881	67365
2011	2799	13944	22733	8788	5599	14905	68768
2012	2656	14151	21882	8790	6065	14970	68514
2013	2767	14532	23414	9304	6072	14769	70858
2014	2706	14574	22825	9620	5935	15678	71338
2015	2734	15018	23282	9791	5644	15621	72090
2016	2959	15075	24673	10725	4976	15965	74373
2017	2839	15170	23881	10561	5015	16414	73880
2018	2617	15748	24215	10464	4768	17656	75468
2019	2665	15944	24289	10661	4720	18331	76610
2020	16959	14127	21533	14537	4739	19118	91013

Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

Tabela 2A - Séries de óbitos por causas de morte reconstruídas, com base na CID-10, município de São Paulo, 1950 a 2020

Ano	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do aparelho circulatório	Doenças do aparelho respiratório	Causas externas	Demais causas	Total
1950	2919	2027	5944	1134	1030	2513	15567
1951	2786	2121	6363	1251	1151	2610	16281
1952	2215	2312	6630	993	1175	2549	15875
1953	2073	2534	6829	938	1314	2769	16457
1954	2033	2769	6992	1062	1488	2918	17261
1955	2223	2824	7306	1197	1524	3033	18106
1956	2238	3014	8135	1185	1488	3163	19223
1957	2082	3201	8179	1509	1546	3168	19685
1958	2056	3221	7656	1253	1610	3176	18972
1959	2118	3449	7983	1586	1736	3518	20391
1960	2180	3630	8740	1771	1726	3571	21618
1961	2102	3820	8836	1745	1926	3903	22331
1962	2194	4116	10216	1966	2027	4319	24839
1963	2432	4277	10162	2249	2257	4423	25799
1964	2237	4584	9610	2155	2526	6941	28054
1965	2032	4530	10669	1973	2188	4915	26308
1966	2070	4731	11491	2221	2497	5378	28388
1967	2003	4738	11923	2197	2800	5393	29054
1968	1808	5127	13689	2328	3220	5871	32042
1969	2039	5243	13989	2588	3436	5001	32296
1970	1773	4917	15211	2563	4057	4784	33305
1971	2005	5310	15990	2742	4192	5292	35531
1972	2069	5440	16046	3265	4724	5758	37302
1973	2311	5814	17425	3611	5186	6395	40742
1974	2983	5719	17580	3863	5073	6401	41619
1975	2290	5983	17601	3450	4448	6167	39939
1976	2056	6118	18608	3823	4498	6147	41249
1977	2167	6477	16950	3901	4701	6976	41172
1978	1994	6634	18035	3696	4933	6621	41913
1979	1769	6651	18610	3873	5254	7088	43245
1980	1747	7026	19317	4344	5868	7312	45614
1981	1596	6984	18834	3977	5921	7384	44696
1982	1561	7157	18651	4124	5888	7399	44780
1983	1369	7376	19558	4367	7017	7797	47484
1984	1663	7659	19304	4925	7762	8243	49556
1985	1526	7681	19979	5161	7728	8348	50423

continua...

Ano	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do aparelho circulatório	Doenças do aparelho respiratório	Causas externas	Demais causas	Total
1986	1712	8099	19968	5894	8414	8862	52949
1987	1862	8172	20226	5587	8672	9196	53715
1988	2443	8483	21825	6431	8313	9489	56984
1989	2828	8393	21260	6182	9134	9167	56964
1990	3455	8899	21215	6497	9377	9288	58731
1991	3841	8862	20145	5941	9260	8861	56910
1992	4039	9160	20493	6479	8522	8768	57461
1993	4657	9532	21442	7235	8812	9415	61093
1994	4914	9823	21544	7625	9279	9893	63078
1995	5129	10144	21549	7967	10675	10631	66095
1996	4844	10511	22933	7742	10779	10251	67060
1997	3937	11044	22514	7073	10106	10407	65081
1998	3470	10837	22283	6886	9862	10165	63503
1999	3458	11331	22890	6959	10591	10601	65830
2000	3105	11495	22353	6949	10092	10793	64787
2001	3009	11572	21775	6928	10196	10750	64230
2002	2921	11663	21634	7445	9439	11227	64329
2003	2868	12014	21527	7915	8704	11356	64384
2004	2868	11965	22248	8209	7828	11593	64711
2005	2813	12281	20924	7239	6851	11510	61618
2006	2835	12630	21591	7253	6401	12260	62970
2007	2813	12908	21643	7513	6133	12537	63547
2008	2942	13009	21830	7557	5739	12642	63719
2009	2870	13066	22194	8102	5691	13507	65430
2010	2863	13675	22437	8411	6098	13881	67365
2011	2799	13944	22733	8788	5599	14905	68768
2012	2656	14151	21882	8790	6065	14970	68514
2013	2767	14532	23414	9304	6072	14769	70858
2014	2706	14574	22825	9620	5935	15678	71338
2015	2734	15018	23282	9791	5644	15621	72090
2016	2959	15075	24673	10725	4976	15965	74373
2017	2839	15170	23881	10561	5015	16414	73880
2018	2617	15748	24215	10464	4768	17656	75468
2019	2665	15944	24289	10661	4720	18331	76610
2020	16959	14127	21533	14537	4739	19118	91013

Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

Tabela 3A - Distribuição proporcional dos óbitos por causas de morte dos homens, município de São Paulo, 1950 a 2020

Ano	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do aparelho circulatório	Doenças do aparelho respiratório	Causas externas	Demais causas	Total
1950	19,4	12,8	37,4	7,6	9,1	13,7	100,0
1955	12,7	15,3	38,9	6,7	11,4	15,1	100,0
1960	10,6	16,2	38,3	8,9	10,9	15,0	100,0
1965	8,6	17,2	39,2	8,2	11,4	15,4	100,0
1970	5,8	14,1	43,6	8,1	17,3	11,0	100,0
1975	6,0	14,7	42,5	9,3	15,4	12,2	100,0
1980	4,1	14,5	39,1	9,9	18,2	14,1	100,0
1985	3,2	14,0	35,8	10,5	22,0	14,5	100,0
1990	7,4	13,4	31,9	10,9	22,7	13,6	100,0
1995	9,4	13,7	28,5	11,6	23,3	13,4	100,0
2000	5,5	16,1	30,4	10,0	23,5	14,5	100,0
2005	5,2	18,6	31,4	11,0	16,8	17,0	100,0
2010	4,7	19,4	31,9	11,8	13,9	18,3	100,0
2015	4,1	20,4	31,3	13,2	11,8	19,1	100,0
2020	21,1	14,8	23,6	16,6	8,6	15,3	100,0

Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

Tabela 4A - Distribuição proporcional dos óbitos por causas de morte das mulheres, município de São Paulo, 1950 a 2020

Ano	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do aparelho circulatório	Doenças do aparelho respiratório	Causas externas	Demais causas	Total
1950	19,0	13,9	41,5	7,4	4,0	14,2	100,0
1955	12,1	16,4	43,5	6,7	5,0	16,3	100,0
1960	9,9	18,1	44,6	7,6	4,8	15,1	100,0
1965	7,3	18,3	44,9	7,2	4,9	17,4	100,0
1970	5,2	16,6	51,1	7,7	6,4	13,1	100,0
1975	5,9	16,2	48,5	8,5	6,4	14,6	100,0
1980	3,6	17,2	48,2	9,3	6,2	15,6	100,0
1985	2,9	17,5	46,6	10,3	6,3	16,4	100,0
1990	3,8	18,2	43,8	11,8	6,4	16,0	100,0
1995	5,7	18,6	40,5	13,3	6,2	15,8	100,0
2000	4,0	20,4	41,1	12,0	4,9	17,5	100,0
2005	4,0	22,0	37,8	13,0	4,6	18,6	100,0
2010	3,9	21,8	35,7	13,6	4,3	20,6	100,0
2015	3,6	21,7	34,0	14,3	4,0	22,4	100,0
2020	17,7	17,8	25,8	16,7	2,8	19,2	100,0

Fonte: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

#### **4. ARTIGO 3 - Níveis e padrões por idade e causas de morte do diferencial de gênero na mortalidade, município de São Paulo, 1950 a 2020**

##### **4.1 INTRODUÇÃO**

A existência de um diferencial de mortalidade entre homens e mulheres, mesmo no período que antecede a transição de mortalidade, é amplamente reconhecida na literatura (ACSÁDI; NEMESKÉRI, 1970; BARFORD et al., 2006; CRIMMINS et al., 2019; GLEI; HORIUCHI, 2007; PRESTON; WANG, 2006). Em quase todos os países do mundo, a expectativa de vida ao nascer das mulheres é maior do que a dos homens, com raras exceções observadas no continente asiático (BARFORD et al., 2006). A magnitude e a variação temporal desse hiato de mortalidade estão associadas aos níveis gerais de mortalidade e às complexas interações entre fatores comportamentais, sociais e biológicos (OKSUZYAN et al., 2008; UNITED NATIONS, 1988a; WISSER; VAUPEL, 2014).

Na maioria dos países desenvolvidos, até o final de 1800, as taxas de mortalidade por idade de homens e mulheres eram semelhantes e a diferença na expectativa de vida ao nascer era pequena (GLEI; HORIUCHI, 2007; TROVATO; HEYEN, 2006; UNITED NATIONS, 1988b). No entanto, entre o final do século XIX e as últimas décadas do século XX, essa diferença cresceu rapidamente, devido às melhorias mais lentas na mortalidade dos homens, em relação às mulheres (GLEI; HORIUCHI, 2007; TROVATO; HEYEN, 2006; UNITED NATIONS, 1988b).

O aumento do diferencial de gênero na expectativa de vida ao nascer ocorreu durante a transição de alta para baixa mortalidade, concomitante às mudanças no padrão de causas de morte (BELTRÁN-SÁNCHEZ; FINCH; CRIMMINS, 2015; UNITED NATIONS, 1988b). Nesse período, a mortalidade materna e por doenças infecciosas reduziu substancialmente, ao passo que a mortalidade por doenças crônico-degenerativas aumentou (GJONÇA et al., 2005; UNITED NATIONS, 1988b). No entanto, após um período de estagnação ou imediatamente após o crescimento sustentado, o hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer começou a reduzir na maioria dos países desenvolvidos (GLEI, 2005; GLEI; HORIUCHI, 2007; KNUDSEN; MCNOWN, 1993; LUY; WEGNER-SIEGMUNDT, 2015; PRESTON; WANG, 2006; TROVATO; HEYEN, 2006).

Estudos sugerem que a vantagem biológica das mulheres explica uma parcela modesta do hiato de expectativa de vida entre homens e mulheres, que é fortemente influenciado por fatores sociais, comportamentais e culturais (LUY, 2003; MADIGAN, 1957). Nesse sentido, destaca-se aspectos relacionados às diferenças na exposição a riscos ocupacionais (acidentes de trabalho, exposição a agentes químicos e à radiação) e adoção de comportamentos perigosos ou nocivos à saúde (consumo excessivo de álcool, consumo de cigarros e direção perigosa) (CASE; PAXSON, 2005; OKSUZYAN et al., 2008; WALDRON, 1983, 1986; WISSER; VAUPEL, 2014). Além disso, as mulheres cuidam mais da saúde do que os homens, inclusive com maior procura aos serviços de saúde preventiva (NOBILE, 2007). Assim, a interação entre o conjunto de fatores biológicos, comportamentais e sociais ajudam a explicar as tendências do hiato de expectativa de vida entre homens e mulheres.

Particularmente, os efeitos de longo prazo do tabagismo são frequentemente apontados na literatura como determinantes do aumento do hiato de gênero na mortalidade, principalmente, em países desenvolvidos da Europa Ocidental e América do Norte, além do Japão, Austrália e Nova Zelândia (GJONÇA et al., 2005; LUY; WEGNER-SIEGMUNDT, 2015; PRESTON; WANG, 2006). Os homens adotaram o hábito de fumar antes das mulheres e, conseqüentemente, sofreram primeiro com condições crônicas, incluindo o câncer de pulmão e doenças cardiovasculares, o que contribuiu para a ampliação do hiato (GJONÇA et al., 2005; LUY; WEGNER-SIEGMUNDT, 2015; PRESTON; WANG, 2006; TROVATO; HEYEN, 2006).

Posteriormente, durante meados do século XX, a participação feminina no mercado de trabalho aumentou, associada à maior exposição ao estresse e à adoção de comportamentos de risco e prejudiciais à saúde, como o consumo de cigarros (GJONÇA et al., 2005; PAMPEL, 2002, 2003; WALDRON, 1991). Desse modo, a diminuição do diferencial de gênero na expectativa de vida ao nascer se deu em virtude das melhorias mais lentas na mortalidade das mulheres (SUNDBERG et al., 2018). Além disso, o menor envolvimento dos homens em comportamentos prejudiciais à saúde também contribuiu para a convergência nos estilos de vida, reforçando a redução do hiato de gênero na mortalidade (ROGERS et al., 2010).

Nesse contexto, as causas de morte constituem um meio importante para explicar a evolução do hiato de gênero na mortalidade, visto que estão intimamente relacionadas à complexa interação entre os fatores comportamentais, sociais e biológicos (KNUDSEN; MCNOWN, 1993). Dessa forma, estudos anteriores se concentraram em identificar a contribuição dos grupos etários e principais causas de morte para a persistência e evolução do diferencial de mortalidade entre homens e mulheres, principalmente nos países desenvolvidos (BELTRÁN-SÁNCHEZ; FINCH; CRIMMINS, 2015; BOMFIM, 2021; CHISUMPA; ODIMEGWU, 2018; GJONÇA et al., 2005; LE et al., 2015; SINGH; KIM, 2021; SUNDBERG et al., 2018; TROVATO; HEYEN, 2006; UNITED NATIONS, 1988b; YANG et al., 2012).

No Brasil, a maioria das análises das contribuições dos grupos etários e causas de morte para o hiato de gênero na mortalidade são restritas a períodos recentes (BOMFIM, 2021; SIVIERO; SOUZA; MACHADO, 2019; SOUZA; SIVIERO, 2015). Apenas para o município de São Paulo foram identificados esforços para explicar o diferencial de gênero na mortalidade ao longo de um período histórico (SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). No entanto, a análise se concentrou na contribuição dos grupos etários para a evolução do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer, permanecendo uma lacuna na literatura sobre o padrão da contribuição das causas de morte.

Duas limitações dificultam estudos sobre as causas de morte ao longo de um extenso período, no Brasil, sendo elas: a disponibilidade de dados de boa qualidade e as mudanças na Classificação Internacional de Doenças (CID). De forma geral, as periódicas revisões na CID afetam a comparabilidade das séries temporais de óbitos por causa de morte. Assim, análises da mortalidade, em um período que abrange mais de uma revisão da CID, exige que as séries sejam compatibilizadas, a fim de torná-las comparáveis ao longo do tempo. Por essas razões, pouco se sabe sobre a participação das causas de morte para explicar o hiato de gênero na longevidade e sua variação ao longo do tempo. Diante disso, o objetivo deste estudo é examinar a contribuição dos grupos etários e causas de morte para o diferencial de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, no município de São Paulo, entre 1950 e 2020.

A escolha de analisar o hiato de gênero na mortalidade a partir do 1º ano de idade, ao invés do nascimento, se deu devido à limitação da disponibilidade dos dados de óbitos por causas de morte compatibilizados, com base em única revisão da CID. No entanto, é importante



ressaltar que, à medida que a mortalidade infantil reduz, a diferença entre o hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer e à exata idade 1 também diminui, sendo inferior a 0,2 anos, a partir de 1990. Assim, mesmo diante da restrição da análise a partir do 1º ano de idade, os resultados possibilitam explicar a maior parte do diferencial de gênero na mortalidade experimentado ao longo da vida. Espera-se que os achados dessa análise ajudem a explicar a evolução do hiato de gênero ao longo do tempo, podendo orientar ações específicas direcionadas à sua diminuição.

#### **4.2 CONTRIBUIÇÃO DOS GRUPOS ETÁRIOS E CAUSAS DE MORTE PARA O DIFERENCIAL DE GÊNERO NA MORTALIDADE**

Trovato e Heyen (2006) analisaram a participação dos grupos etários e causas para explicar a dinâmica do hiato de expectativa de vida ao nascer na Alemanha, Canadá, Estados Unidos, França, Inglaterra, Itália e Japão, entre 1970 e o final da década de 1990. Os autores mostraram que, dentre os países analisados, apenas o Japão experimentou aumento do diferencial de gênero durante a década de 1990, o que foi explicado pelo aumento da mortalidade por causas externas e diminuição mais lenta da desvantagem dos homens na mortalidade por doenças do aparelho circulatório e neoplasias.

Ainda de acordo com Trovato e Heyen (2006), a convergência da mortalidade de homens e mulheres por doenças do aparelho circulatório e causas externas, como acidentes, violência e suicídio, explicou a maior parte do declínio do diferencial observado nos demais países, durante as décadas de 1980 e 1990. Por outro lado, a diferença de mortalidade por neoplasias atuou de duas formas distintas: no Canadá, Estados Unidos, França e Inglaterra contribuiu para diminuir o hiato, enquanto na Alemanha, Itália e Japão para aumentar. Além disso, em virtude da natureza avançada da transição epidemiológica nesses países, a diferença de mortalidade nos grupos etários acima dos 55 anos explicou a maior parte do hiato na expectativa de vida ao nascer, enquanto a participação das idades abaixo dos 35 anos foi praticamente insignificante.

Evidências semelhantes foram identificadas por outros autores em análises específicas para esses e outros países do mundo. Conti et al. (2003) apontou as idades avançadas e as doenças cardiovasculares, câncer e causas externas como as principais determinantes para a formação do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer na Itália, entre 1970 e 1997. Na França,

a estabilização e sucessiva diminuição do diferencial, no início de 1980, foi associada à diminuição da mortalidade dos homens por doenças cardiovasculares e por neoplasias, principalmente por câncer de pulmão (MESLÉ, 2004).

Yang et al. (2012) analisaram a evolução do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer na Coreia do Sul, entre 1970 e 2005. Os resultados mostraram que, entre 1970 e 1979, a ampliação do diferencial ocorreu em virtude do declínio mais rápido da mortalidade das mulheres de 20 a 44 anos, em relação aos homens. Esse processo foi associado a melhorias na saúde reprodutiva e à sobremortalidade masculina por lesões ocupacionais e acidentes de trânsito. Após esse período de crescimento, o hiato estagnou até 1992, quando começou a reduzir. Os autores identificaram que as doenças hepáticas, acidentes de trânsito, doenças hipertensivas, acidente vascular cerebral e tuberculose foram as que mais contribuíram para a diminuição da diferença de gênero. Por outro lado, as mudanças na mortalidade por câncer de pulmão, suicídio, doenças crônicas do trato respiratório inferior e doenças isquêmicas do coração atuaram para aumentar o hiato no mesmo período.

Na Suécia, entre 1997 e 2014, a diminuição do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer foi impulsionada, principalmente, pela diminuição mais rápida da mortalidade por doenças do aparelho circulatório entre os homens, no grupo etário de 70 a 74 anos (SUNDBERG et al., 2018). Um resultado semelhante foi encontrado para o Reino Unido e Alemanha (GJONÇA et al., 2005). Na Austrália, o declínio do hiato de gênero entre 1970 e 1990 foi associado, principalmente, às doenças cardiovasculares, acidentes, violência e câncer de pulmão (TROVATO; LALU, 1997).

Em Zâmbia, uma análise da contribuição da mortalidade de adultos de 15 a 59 anos para o diferencial na expectativa de vida ao nascer, em 2010, apontou as doenças infecciosas e parasitárias, seguidas pelos acidentes e suicídio e violência, como as principais determinantes (CHISUMPA; ODIMEGWU, 2018). Le et al. (2015) examinaram o hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer em um conjunto de cidades chinesas, entre 2005 e 2010. Os autores observaram que o grupo etário de 60 a 79 anos foi o que mais contribuiu para explicar o hiato na expectativa de vida ao nascer. Em relação às causas de mortes, destacam-se as contribuições das neoplasias, principalmente o câncer de pulmão, doenças circulatórias e doenças respiratórias.

Uma análise do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer em países selecionados da Europa Oriental e Ocidental, entre 1998 e 2016, mostrou que as doenças cardiovasculares, neoplasias e causas externas explicaram juntas mais de 65% do diferencial (FERALDI; ZARULLI, 2022). Especificamente na Europa Ocidental e no Japão, a diferença de mortalidade por neoplasias, entre homens e mulheres, apresentou as maiores contribuições para o hiato, enquanto na Europa Oriental e nos Estados Unidos, as doenças cardiovasculares e causas externas tiveram maior importância relativa. Nesse contexto, as diferenças de mortalidade em idades superiores aos 70 anos foram as principais responsáveis pelo hiato na Europa Ocidental, ao passo que as contribuições de idades inferiores aos 70 anos tiveram maior importância na Europa Oriental (FERALDI; ZARULLI, 2022).

No caso do Brasil, estudos de decomposição do hiato de gênero na expectativa de vida ao nascer, por grupo etário e causas de morte, foram identificados para o município de São Paulo. Siviero, Turra e Rodrigues (2011) analisaram especificamente a contribuição dos grupos etários, no período de 1920 a 2005. Os autores mostraram que, desde o início da transição da mortalidade, os idosos já apresentavam uma contribuição relativamente alta para o diferencial, o que se manteve até o final do período de estudo. As diferenças de mortalidade no grupo etário jovem (15 a 34 anos) contribuíram substancialmente tanto para o aumento do hiato de gênero, que ocorreu até cerca de 1995, quanto para sua diminuição. Além disso, os adultos de 35 a 59 anos também experimentaram contribuições importantes para a redução do diferencial.

Em relação às causas de mortes, um estudo do diferencial de gênero na expectativa de vida ao nascer no município, em 2005 e 2016, mostrou que a maior mortalidade dos homens por doenças do aparelho circulatório, causas externas e neoplasias explicou cerca de 65% do hiato (SIVIERO; SOUZA; MACHADO, 2019). No entanto, no caso específico do grupo etário idoso, que apresenta as maiores contribuições para o diferencial, as doenças do aparelho respiratório tiveram maior importância para a formação do hiato do que as causas externas.

Dessa forma, com o avanço do adiamento da mortalidade para as idades avançadas e a transição epidemiológica, as evidências da literatura sugerem uma crescente participação das idades avançadas e das doenças crônico-degenerativas para explicar a dinâmica do

diferencial de gênero na mortalidade, ao longo do tempo (TROVATO; LALU, 1997; ZARULLI; LINDAHL-JACOBSEN; VAUPEL, 2020).

### 4.3 DADOS E MÉTODOS

Neste trabalho foram utilizados dados de óbitos por causa de morte e população do município de São Paulo, desagregados por grupo etário quinquenal e sexo, no período de 1950 a 2020. Para análise de decomposição foram selecionadas as principais causas de morte, sendo elas: doenças infecciosas e parasitárias, neoplasias, doenças do aparelho circulatório, doenças do aparelho respiratório, causas externas e o grupo de demais causas, que abrange todos os demais capítulos de causas de morte.

Os dados de óbitos de 1950 a 1978 e de 1996 a 2017 são provenientes do Registro Civil, disponibilizados pela Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Seade). As informações de óbitos dos demais anos são do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM), fornecidas pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Os dados de população são provenientes dos censos demográficos, as informações de 1950 foram disponibilizadas pela Fundação Seade e dos demais anos censitários foram coletadas no endereço eletrônico do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). As populações nos anos intercensitários foram estimadas via interpolação, por meio da taxa de crescimento intercensitária.

Inicialmente, duas etapas de ajustes metodológicos, que não serão tratadas com detalhes neste estudo<sup>6</sup>, foram aplicadas nas séries de óbitos. A primeira refere-se à correção do fenômeno de invasão de óbitos, no período de 1950 a 1969, em que os óbitos foram registrados por local de ocorrência, ao invés de local de residência. Conseqüentemente, a mortalidade no município era sobrestimada, visto que não refletia somente as condições reais da população residente (BERQUÓ; GONÇALVES, 1974). A segunda refere-se à compatibilização das revisões da Classificação Internacional de Doenças (CID). Entre 1950 e 2020, as causas de morte foram relatadas de acordo com cinco revisões da CID, sendo elas: 1949 a 1957 (CID-6), 1958 a 1967 (CID-7), 1968 a 1978 (CID-8), 1979 a 1995 (CID-9) e 1996 a 2020 (CID-

---

<sup>6</sup> Para mais detalhes, consultar o segundo artigo desta tese, intitulado “Compatibilização das séries de óbitos por causa de morte do município de São Paulo, 1950 a 2020”.

10). Diante disso, para minimizar as discontinuidades geradas pelas revisões da CID na tendência de mortalidade, as mortes foram reclassificadas para a CID-10, por meio de um processo de compatibilização entre as revisões. Por fim, após essas correções, os óbitos por causas mal definidas foram redistribuídos proporcionalmente entre todas as demais causas, segundo as causas definidas, por sexo e grupo etário. Em relação ao grau de cobertura das informações de óbitos, estudos sugerem cobertura aproximadamente completa no município de São Paulo, desde 1940 (FERREIRA, 1981; SILVA, 2009; SIVIERO, 2009; SIVIERO; TURRA; RODRIGUES, 2011). Diante disso, não foram necessárias correções nos dados de óbitos.

#### *4.3.1 Indicadores dos níveis e padrões do diferencial de gênero na mortalidade*

A análise dos níveis e padrões do hiato de gênero na mortalidade foi realizada a partir de três indicadores, sendo eles: diferencial de expectativa de vida à exata idade 1 entre homens e mulheres, razão entre as taxas específicas de mortalidade por idade de homens e mulheres; e contribuição dos grupos etários e causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1. O nível do diferencial de expectativa de vida, em cada ano, foi calculado por meio da diferença entre o indicador das mulheres e dos homens. O resultado mostra o hiato entre o número de anos de vida que homens e mulheres esperavam viver, em média, a partir do 1º ano de idade, considerando a experiência de mortalidade do período.

Para analisar o padrão etário do hiato de gênero na mortalidade foi calculada a razão entre as taxas específicas de mortalidade por idade de homens e mulheres. O indicador igual a 1 significa que, no grupo etário em questão, o risco de morte é igual para homens e mulheres, acima de 1 indica que a mortalidade dos homens é maior do que das mulheres e abaixo 1 sugere desvantagem das mulheres na mortalidade.

É importante destacar que a razão é uma medida de risco relativo que não produz informação sobre a magnitude das taxas de mortalidade, mensurando apenas a desvantagem/vantagem na mortalidade por idade dos homens, em relação às mulheres. Portanto, os grupos etários com as razões mais elevadas não são necessariamente responsáveis pelos maiores impactos na diferença absoluta de expectativa de vida. Isso ocorre porque o hiato de gênero na expectativa de vida não depende apenas das diferenças relativas na mortalidade por idade, mas também do nível de mortalidade e distribuição dos óbitos por idade (GLEI, 2005). Nesse

sentido, é possível que um grupo etário que tenha uma razão próxima a 1,0, mas com maior concentração de óbitos, contribua mais para explicar o hiato de gênero na expectativa de vida do que um grupo etário com razão elevada, mas com um menor número de mortes.

Diante disso, com o intuito de compreender a contribuição de cada grupo etário e causa de morte para a formação do hiato de gênero na mortalidade foi aplicado o método decomposição Arriaga (1989), a partir da equação 1, apresentada a seguir:

$${}_n\Delta_x^i = {}_n\Delta_x \cdot \frac{{}_nR_x^i(\text{mulheres}) \cdot {}_n m_x(\text{mulheres}) - {}_nR_x^i(\text{homens}) \cdot {}_n m_x(\text{homens})}{{}_n m_x(\text{mulheres}) - {}_n m_x(\text{homens})} {}_nR_x^i(t), \quad (1)$$

em que  ${}_n\Delta_x$  corresponde à contribuição da diferença de mortalidade no grupo etário  $x$  a  $x+n$  para o hiato na expectativa de vida,  ${}_nR_x^i$  representa a proporção de óbitos pela causa de morte  $i$ , no grupo etário  $x$  a  $x+n$ , e  ${}_n m_x$  refere-se à taxa de mortalidade específica por idade para todas as causas combinadas.

A aplicação desse método foi dividida em duas etapas. Na primeira, o hiato de expectativa de vida entre homens e mulheres, em cada ano, foi decomposto na contribuição de cada grupo etário  $x$  a  $x+n$  ( ${}_n\Delta_x$ ), por meio das funções da tábua de vida, conforme a equação 2:

$${}_n\Delta_x = \frac{l_x^{\text{homens}}}{l_x^{\text{mulheres}}} \cdot \left( \frac{{}_nL_x^{\text{mulheres}}}{l_x^{\text{mulheres}}} - \frac{{}_nL_x^{\text{homens}}}{l_x^{\text{homens}}} \right) + \frac{T_{x+n}^{\text{mulheres}}}{l_a^{\text{homens}}} \cdot \left( \frac{l_x^{\text{homens}}}{l_x^{\text{mulheres}}} - \frac{l_{x+n}^{\text{homens}}}{l_{x+n}^{\text{mulheres}}} \right), \quad (2)$$

em que  $l_x$  representa o número de sobreviventes à exata idade  $x$ ,  $l_a$  representa o número de sobreviventes à exata idade 1,  ${}_nL_x$  é o número de pessoas-ano vividos entre  $x$  e  $x+n$  e  $T_x$  é o tempo a ser vivido pelos sobreviventes da coorte a partir da idade  $x$ . A primeira parcela da equação 2 refere-se ao efeito direto da diferença de mortalidade no grupo etário  $x$  a  $x+n$ . A segunda parcela representa o efeito indireto, que corresponde à diferença no número de sobreviventes ao final do intervalo etário, em razão do hiato nos anos de vida experimentado no grupo etário  $x$  a  $x+n$  (efeito direto).

Para o grupo etário aberto apenas o efeito direto opera, sendo a fórmula modificada para a equação 3:

$${}_{\infty}\Delta_x = \frac{l_x^{\text{homens}}}{l_a^{\text{homens}}} \left( \frac{T_x^{\text{mulheres}}}{l_x^{\text{mulheres}}} - \frac{T_x^{\text{homens}}}{l_x^{\text{homens}}} \right) \quad (3)$$

Essa etapa permite estimar o quanto a diferença de mortalidade em um grupo etário específico contribuiu para o hiato total de expectativa de vida à exata idade 1, entre homens e mulheres. O resultado positivo significa que a taxa específica de mortalidade no grupo etário foi maior para os homens do que para as mulheres, contribuindo para ampliar o hiato de gênero na expectativa de vida. De maneira oposta, o resultado negativo indica que a taxa específica de mortalidade no grupo etário é maior para as mulheres, contribuindo para diminuir o diferencial.

Na segunda etapa de aplicação do método, a equação 1 foi calculada a fim de obter a contribuição dos grupos etários e causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1. Valores positivos indicam que, no grupo etário em questão, a taxa específica de mortalidade por causa de morte foi maior para os homens do que para as mulheres, contribuindo para aumentar o diferencial. Valores negativos, por sua vez, indicam que a taxa específica de mortalidade por causa de morte foi menor para os homens do que para as mulheres, contribuindo para diminuir o hiato.

## **4.4 RESULTADOS**

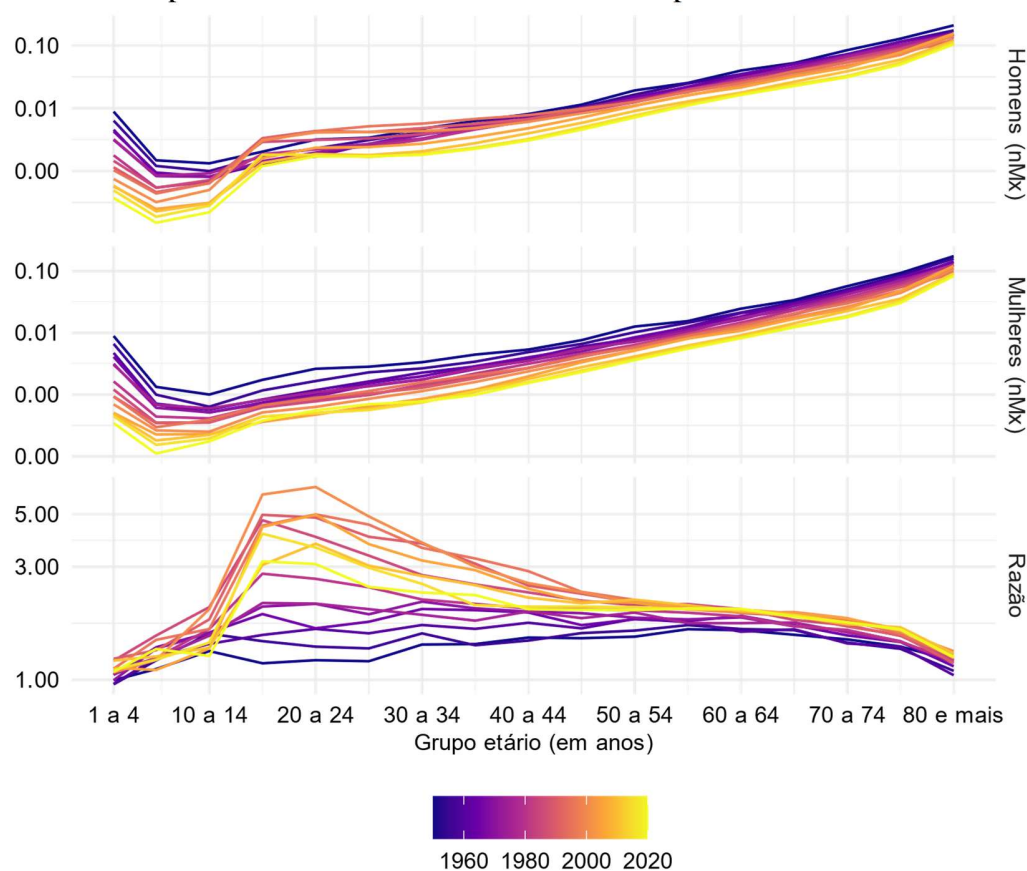
### *4.4.1 Padrão etário do diferencial de mortalidade entre homens e mulheres*

Com o intuito de compreender a evolução do padrão etário do diferencial de gênero na mortalidade foi analisada a evolução das taxas específicas de mortalidade por idade e a razão entre o indicador dos homens e das mulheres. Os resultados são apresentados na Tabela A1 do Apêndice 3 e na Figura 1.

A análise das taxas específicas de mortalidade por idade mostra uma tendência de declínio sustentado da mortalidade para homens e mulheres, em praticamente todos os anos e grupos etários. Uma exceção importante foi observada para os homens de 15 a 44 anos, entre 1980 e 2000, em que o aumento da mortalidade produziu um pico na curva de taxa específica de mortalidade por idade. Esse comportamento pode ser explicado, em grande parte, pela elevação da mortalidade por causas externas que atingiu, prioritariamente, homens jovens e adultos.

Em relação às diferenças de mortalidade por idade entre homens e mulheres, o resultado da razão entre as taxas específicas de mortalidade superior a 1,0, em todas as faixas etárias, exceto no grupo etário de 1 a 4 anos de 1950 a 1960 e em 1970, o que indica uma sobremortalidade masculina. De modo geral, observa-se que o risco de morte de homens e mulheres tende a ser semelhante nos grupos etários de crianças e idosos e mais distinto nos grupos etários de jovens e adultos. Esse comportamento leva a um padrão de “U” invertido da razão entre as taxas específicas de mortalidade por idade.

Figura 1 - Taxas específicas de mortalidade por idade (nMx) e razão entre as taxas específicas de mortalidade por idade de homens e mulheres, município de São Paulo, 1950 a 2020



Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

No entanto, até 1975, mesmo diante da tendência de aumento da razão, observada em todos os grupos etários, o valor máximo alcançado pelo indicador foi de aproximadamente 2,1. Portanto, o padrão característico da razão foi pouco pronunciado nesse período, visto que a variação da razão entre as idades foi pequena. Por outro lado, de 1980 a 2000, o aumento



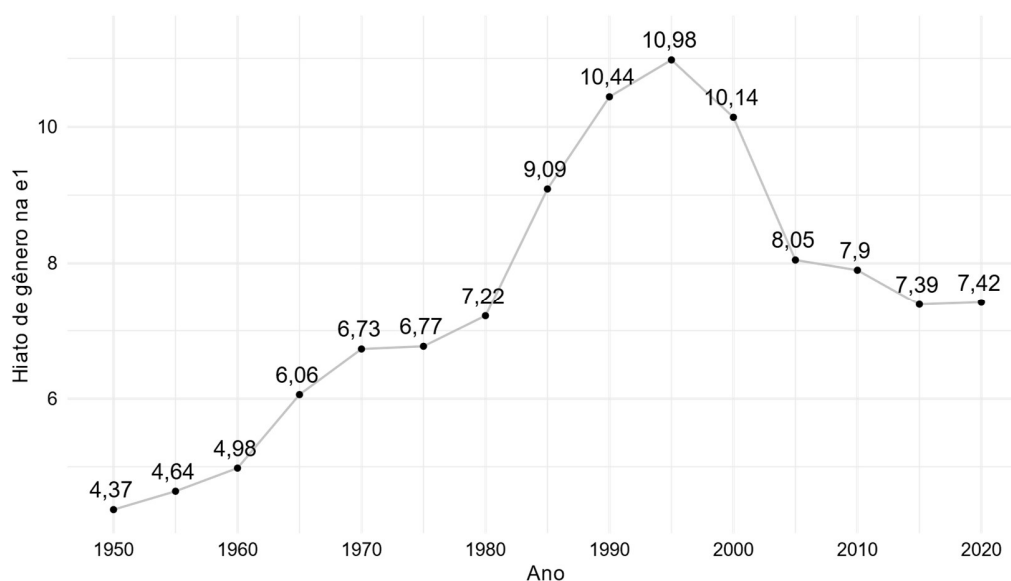
substancial da razão entre 15 e 44 anos indica que a desvantagem na mortalidade dos homens, em relação às mulheres, se elevou nessas idades. Essa mudança produziu um pico na curva da razão entre as taxas específicas de mortalidade por idade, marcado pelo maior valor do indicador oscilando entre os grupos etários de 15 a 19, 20 a 24 e 25 a 29 anos.

Entre 1950 e 2000, por exemplo, a razão entre as taxas específicas de mortalidade de homens e mulheres de 20 a 24 anos aumentou de cerca de 1,19 para 6,51. Isso significa que o risco de morte dos homens passou de 1,19 para 6,51 vezes o observado entre as mulheres, nesse grupo etário. Contudo, desde 2005, uma tendência de declínio do indicador tem sido observada, sugerindo uma diminuição mais acentuada da mortalidade dos homens, em relação às mulheres. Consequentemente, a razão reduziu praticamente pela metade, no grupo etário de 20 a 24 anos, alcançando 3,08, em 2020.

#### 4.4.2 Hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1

A Figura 2 apresenta a evolução temporal do diferencial de expectativa de vida à exata idade 1 entre homens e mulheres, no município de São Paulo. Entre 1950 e 1965, o hiato aumentou de 4,37 para 6,06 anos. Após esse período, o diferencial praticamente se estabilizou, alcançando 7,22, em 1980.

Figura 2 - Hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020



Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

No entanto, a partir desse ano, um estágio de crescimento acelerado da diferença de expectativa de vida entre homens e mulheres foi observado, atingindo cerca de 10,98 anos, em 1995. Nos anos seguintes, a tendência de ampliação do hiato se reverteu, reduzindo rapidamente para 8,05 anos, em 2005. No entanto, desde então, o nível do diferencial praticamente se estabilizou, diminuindo lentamente e alcançando 7,42 anos, em 2020.

#### *4.4.3 Contribuição dos grupos etários para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1*

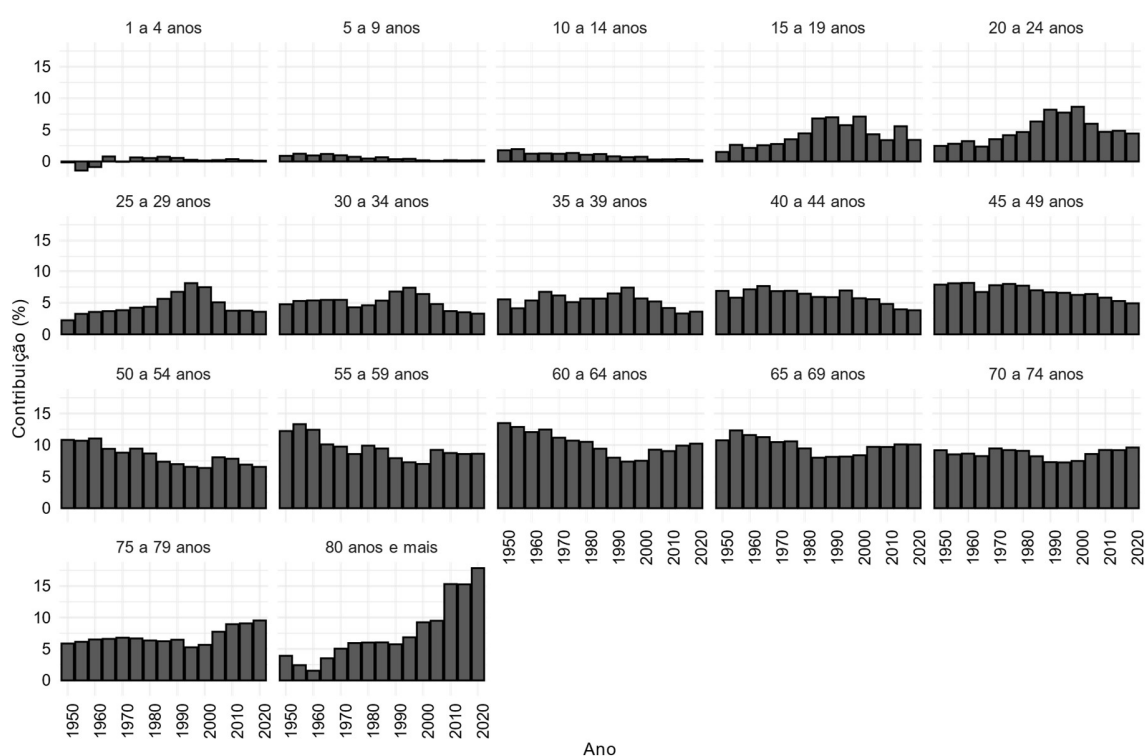
Com intuito de compreender mais profundamente a participação da diferença de mortalidade por idade, entre homens e mulheres, na formação do diferencial de gênero na expectativa de vida foi realizada uma análise de decomposição. Os resultados da contribuição relativa dos grupos etários quinquenais para o hiato de gênero na mortalidade são apresentados na Figura 3. Além disso, para facilitar a análise, a Tabela A2 do Apêndice 3 apresenta a contribuição absoluta e relativa das faixas etárias agregadas de 1 a 14 anos, 15 a 34 anos, 35 a 59 anos, 60 a 79 anos e 80 anos e mais. O critério de formação desses grupos se baseou no comportamento observado na análise de decomposição por faixa etária quinquenal.

Com exceção da faixa etária de 1 a 4 anos, no período de 1950 a 1960 e em 1970, todas as demais faixas etárias apresentaram contribuição positiva, no período analisado, atuando no sentido de tornar maior a vantagem das mulheres na expectativa de vida à exata idade 1 (Figura 3). Destaca-se que o grupo etário que menos contribuiu para explicar o hiato de gênero na mortalidade foi o de crianças e adolescentes de 1 a 14 anos (Tabela A2). A participação dessa faixa etária foi muito baixa (inferior a 5,0%) e se manteve praticamente estável, durante todo período analisado. Até 1990, os adultos de 35 a 59 anos, seguidos pelos idosos de 60 a 79 anos e jovens e adultos de 15 a 34 anos, foram os responsáveis pelas contribuições mais elevadas para o diferencial de expectativa de vida à exata idade 1.

Em 1995 e 2000, a contribuição dos jovens e adultos (15 a 34 anos) chegou a superar a participação dos idosos de 60 a 79 anos, cuja contribuição nos demais anos foi consideravelmente maior. Por exemplo, em 1950, a maior mortalidade dos homens de 15 a 34 anos foi responsável por cerca de 0,45 anos (10,23%) do hiato de 4,37 anos, enquanto os idosos de 60 a 79 anos explicaram 1,79 anos (41,01%) desse diferencial. Em 2000, os jovens e adultos contribuíram com cerca de 3,00 anos (29,57%) do hiato de 10,14 anos, enquanto a

participação dos idosos de 60 a 79 anos foi de 2,95 anos (29,12%). A crescente contribuição dos jovens e adultos ocorreu como consequência do padrão semelhante de evolução dos grupos etários quinquenais, compreendidos entre 15 e 34 anos, caracterizado por um aumento sustentado da participação na década de 1980 e posterior diminuição no início dos anos 2000 (Figura 3). Desde então, a participação dessa faixa etária tem reduzido, alcançando 14,68%, em 2020.

Figura 3 - Contribuição percentual dos grupos etários para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020



Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

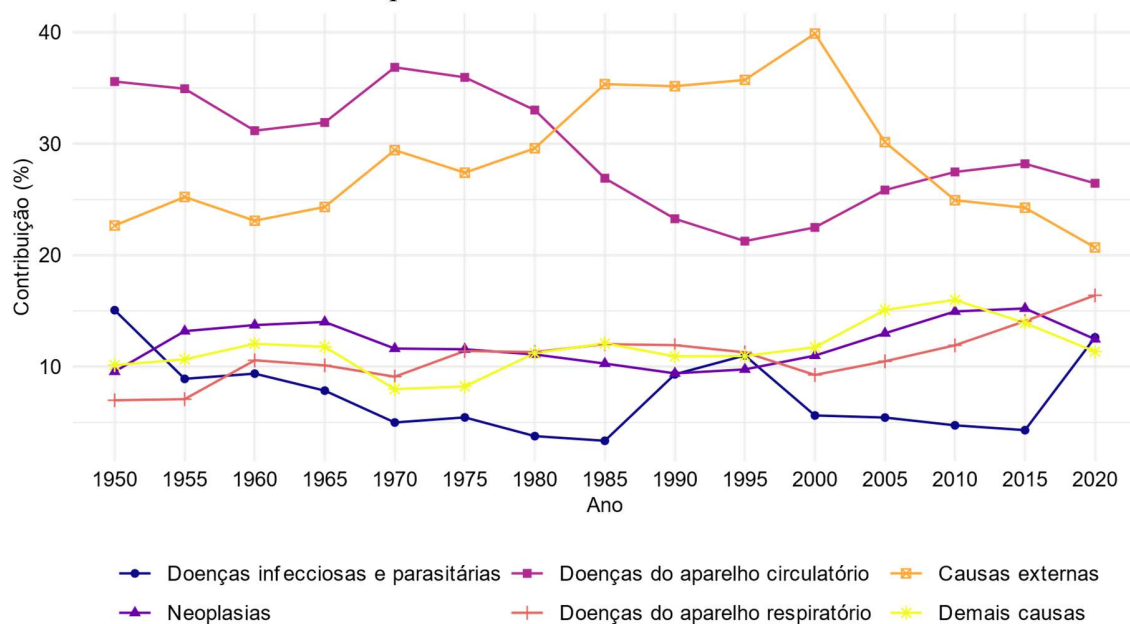
A partir de 2005, a diferença de mortalidade entre homens e mulheres de 60 a 79 anos superou a observada entre os adultos, ocupando a posição de principal contribuinte para o diferencial. Além disso, é importante destacar a crescente tendência de participação das idades mais avançadas (80 anos e mais) para explicar o hiato de gênero na mortalidade. Em 1950, a contribuição dessa faixa etária era de cerca de 4,35%, alcançando 17,86%, em 2020, quando passou a ocupar a posição de segundo maior contribuinte para o diferencial. Portanto, nos

anos mais recentes, observa-se um padrão de deslocamento das maiores contribuições para as idades mais avançadas.

#### 4.4.4 Contribuição das causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1

Os resultados da contribuição total das causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1 são apresentados na Tabela A3 do Apêndice 3 e na Figura 4. Como pode ser visto, a maior mortalidade dos homens por doenças do aparelho circulatório foi a principal responsável pelo diferencial de expectativa de vida à exata idade 1, na maioria dos anos estudados. Essa causa respondeu por cerca de 21,26% a 36,86% do hiato de gênero na mortalidade. Apenas entre 1985 e 2005, a primeira posição foi ocupada pelas causas externas, que explicaram aproximadamente de 30,15% a 39,88% do diferencial observado. Juntas, as doenças do aparelho circulatório e causas externas explicaram mais da metade do diferencial de mortalidade, em grande parte do período analisado.

Figura 4 - Contribuição percentual das causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020



Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

A terceira maior contribuição em cada ano variou substancialmente ao longo do tempo. Em 1950, essa posição foi ocupada pelas doenças infecciosas e parasitárias, que explicaram 0,66 anos (15,07%) do hiato de 4,37 anos. A participação dessa causa apresentou uma tendência

decrecente ao longo do tempo, atingindo 4,31%, em 2015. Exceções ocorreram em 1990 e 1995, em que a contribuição das doenças infecciosas e parasitárias se elevou, o que pode estar associado à maior mortalidade dos homens por Síndrome da Imunodeficiência Adquirida (AIDS). Um comportamento semelhante foi observado em 2020, devido à pandemia de Covid-19.

De 1955 a 1975, a maior mortalidade dos homens por neoplasias foi responsável pela terceira maior contribuição para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1. De 1980 a 1995, a tendência crescente da participação das causas do aparelho respiratório na formação do diferencial levou a percentuais muito semelhantes ou maiores do que os relacionados às neoplasias. Do ano 2000 em diante, um perfil mais heterogêneo das contribuições foi verificado, com a terceira posição oscilando entre doenças do aparelho respiratório, neoplasias e demais causas.

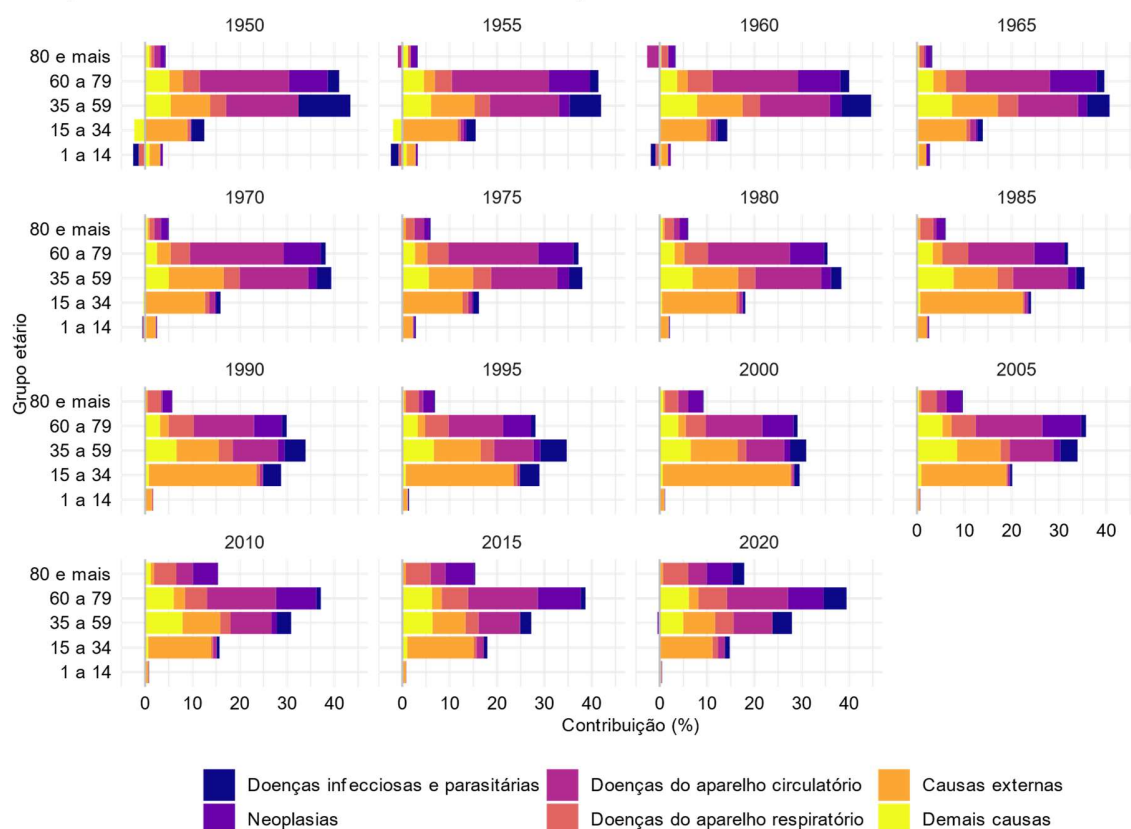
Em relação à tendência temporal das principais contribuições, destaca-se que, após um período de diminuição sustentada da contribuição das doenças do aparelho circulatório, observada entre 1975 e 1995, a participação dessa causa voltou a crescer. Essa reversão tem sido acompanhada pelo aumento da participação das neoplasias e doenças do aparelho respiratório e diminuição das causas externas. Esse cenário pode ser explicado pelo aumento participação dos idosos na formação do diferencial de gênero na mortalidade, visto que esse segmento etário experimenta um maior risco de morte por doenças crônico-degenerativas. Além disso, é importante ressaltar que, embora a contribuição das causas externas esteja diminuindo, esse grupo ainda exerce um efeito substancial na formação do hiato de gênero na expectativa de vida.

#### *4.4.5 Contribuição dos grupos etários e causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1*

Os resultados da decomposição por idade e causa de morte do hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1 são apresentados na Tabela A4 do Apêndice 3. Para facilitar a identificação das causas de morte que mais contribuíram para explicar o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, em cada grupo etário, as contribuições relativas foram apresentadas na Figura 5. Em cada ano, a contribuição relativa total de cada grupo etário é composta pela soma das contribuições de cada causa de morte. Os valores positivos

significam que a mortalidade dos homens naquele grupo etário, devido à causa de morte em questão, foi maior, em comparação às mulheres, contribuindo para aumentar o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1. Os valores negativos indicam o oposto.

Figura 5 - Contribuição relativa dos grupos etários e causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020



Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

A análise de decomposição mostra que, em todo período de estudo, a contribuição do grupo etário de 1 a 14 anos foi explicada, principalmente, pela maior mortalidade dos homens por causas externas. No que se refere à contribuição dos jovens e adultos de 15 a 34 anos, fica evidente que o maior risco de morte dos homens por causas externas respondeu por grande parte da contribuição desse grupo etário. As outras causas analisadas apresentaram uma contribuição semelhante e próxima a 1%, na maioria dos anos. Vale destacar que, em 1990 e 1995, a participação das doenças infecciosas e parasitárias na formação do diferencial se elevou, o que pode estar relacionado à epidemia de Síndrome da Imunodeficiência Adquirida (AIDS), que foi mais predominante entre os homens jovens e adultos.

As maiores contribuições para o hiato entre 1950 e 2000, associadas ao grupo etário de 35 a 59 anos, pode ser explicada, principalmente, pela maior mortalidade dos homens por doenças do aparelho circulatório, seguida pelas causas externas e demais causas, na maioria dos anos. Apenas em 1995 e 2000, a diferença de mortalidade por causas externas, entre homens e mulheres, superou a observada por doenças do aparelho circulatório. Vale destacar ainda que as neoplasias foram responsáveis pelas menores contribuições do grupo etário de 35 a 59 anos para o hiato, em todos os anos.

Entre os idosos com 60 anos e mais, dois padrões distintos foram constatados. O primeiro refere-se ao grupo etário de 60 a 79 anos, em que as maiores contribuições para o hiato se devem às doenças do aparelho circulatório e neoplasias. O segundo diz respeito aos idosos de 80 anos e mais, cujo padrão foi mais heterogêneo, caracterizado pelas maiores contribuições associadas a doenças do aparelho respiratório, neoplasias e doenças do aparelho circulatório.

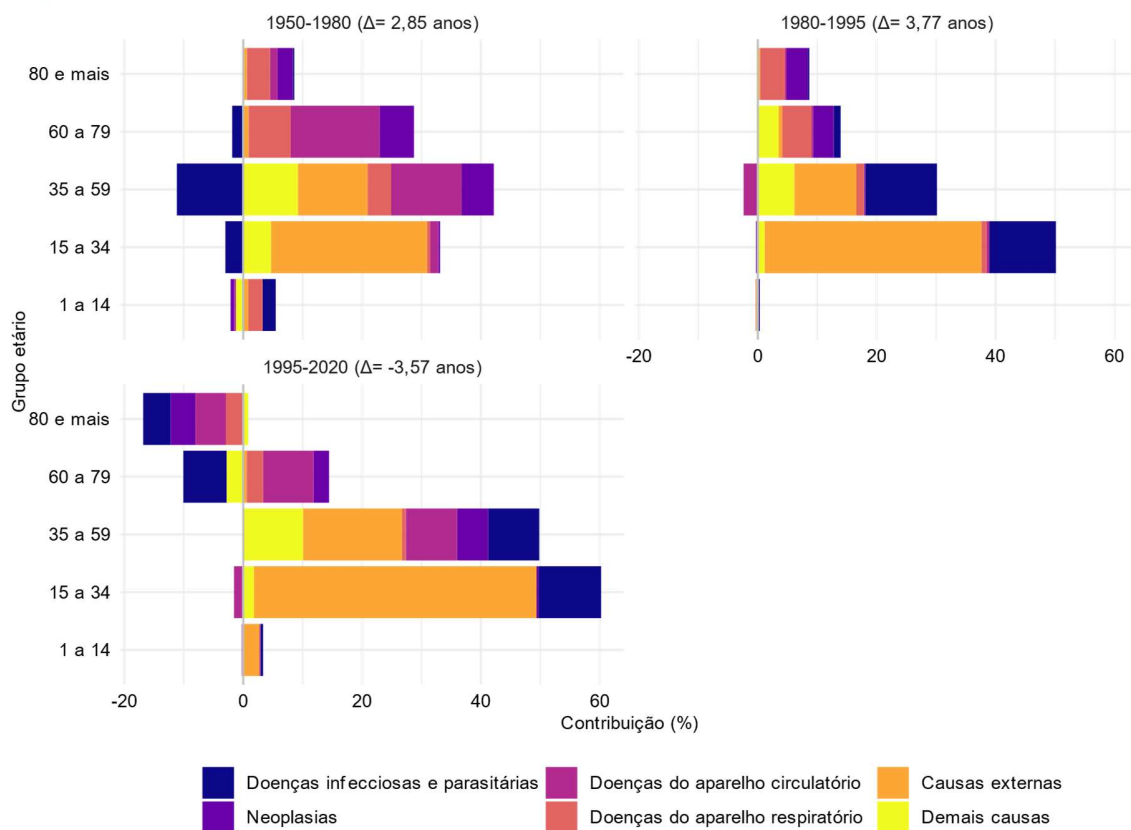
#### *4.4.6 Contribuição dos grupos etários e causas de morte para variação do hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1*

Para compreender a tendência de aumento seguida pela diminuição do diferencial de gênero na mortalidade, três períodos específicos foram analisados, sendo eles: 1. 1950 a 1980, cujo aumento do hiato foi de 2,85 anos; 2. 1980 a 1995, período caracterizado pelo rápido crescimento de 3,77 anos do hiato; e 3. 1995 a 2020, em que a tendência de aumento do diferencial se reverteu e foi verificado um declínio de 3,57 anos. Os resultados das contribuições dos grupos etários e causas de morte para explicar a variação do hiato são apresentados na Tabela A5 do Apêndice 3 e na Figura 6. Valores positivos indicam que o grupo etário e causa de morte em questão contribuíram no mesmo sentido de variação do hiato e valores negativos indicam que a contribuição ocorreu no sentido oposto.

Os resultados mostram que, entre 1950 e 1980, a diferença de expectativa de vida à exata idade 1 entre homens e mulheres se ampliou, passando de 4,37 para 7,22 anos. Nesse período, a contribuição total de cada grupo etário atuou no sentido de aumentar o hiato. As mudanças na mortalidade de jovens e adultos de 15 a 34 anos foram responsáveis por 30,14% da variação do hiato, seguidos pelos adultos de 35 a 59 anos (31,01%) e idosos 60 a 79 anos (26,89%). Juntos, esses grupos etários explicaram cerca de 88,04% da variação de 2,85 anos

do diferencial de gênero. As crianças e adolescentes de 1 a 14 anos apresentaram a menor contribuição (3,35%), seguidas pelos idosos de 80 anos e mais (8,60%).

Figura 6 - Contribuição relativa dos grupos etários e causas de morte para variação do hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020.



Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

No mesmo período, a mortalidade por causas externas assumiu 87,12% da contribuição total do grupo etário de 15 a 34 anos. Em relação aos adultos de 35 a 59 anos, as doenças do aparelho circulatório seguidas pelas causas externas e demais causas foram as principais responsáveis pela elevação do hiato. No grupo etário de idosos de 60 a 79 anos, o aumento da contribuição pode ser explicado, principalmente, pelas doenças do aparelho circulatório, doenças do aparelho respiratório e neoplasias. É importante observar que, nesses três segmentos etários, as doenças infecciosas e parasitárias apresentaram contribuição negativa para variação do hiato. No grupo etário de 35 a 59 anos, por exemplo, a variação da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias atuou no sentido de diminuir o hiato de gênero na mortalidade em 0,32 anos (11,16%). Isso pode estar relacionado à diminuição mais



rápida da mortalidade dos homens, o que contribuiu para reduzir o diferencial de gênero na expectativa de vida à exata idade 1.

Entre 1980 e 1995, o hiato de gênero na mortalidade aumentou 3,77 anos, ao passar de 7,22 para 10,99 anos. O grupo etário de jovens e adultos de 15 a 34 anos explicou 1,88 anos (49,86%) da variação total do hiato, seguido pelos adultos de 35 a 59 anos (27,77%). Nessas idades, o aumento da contribuição das causas externas e doenças infecciosas e parasitárias explicaram grande parte da elevação do hiato. Isso se deve à maior elevação da mortalidade dos homens jovens e adultos por causas externas e AIDS. Na terceira posição das maiores contribuições aparecem os idosos de 60 a 79 anos, explicando 13,93% do aumento do hiato. Observa-se que a redução da participação dessa faixa etária para a variação do hiato, em relação ao período anterior, se deve à diminuição substancial da contribuição das doenças do aparelho circulatório.

Finalmente, entre 1995 e 2020, o hiato reduziu de 10,99 para 7,42 anos. Nesse caso, é importante lembrar que a contribuição positiva produz um efeito de diminuição, enquanto a contribuição negativa atua no sentido de ampliar o hiato. Os resultados mostram que 2,10 anos (58,68%) da diminuição de 3,57 anos do hiato foi explicada pela redução mais rápida da mortalidade dos homens, no grupo etário de 15 a 34 anos. Grande parte dessa contribuição está associada ao progresso contra mortalidade por causas externas e doenças infecciosas e parasitárias, em relação ao período anterior. As mudanças na mortalidade dos adultos de 35 a 59 anos, idosos de 60 a 79 anos e crianças e adolescentes de 1 a 14 anos também contribuíram para diminuir o hiato de gênero. Os adultos explicaram cerca de 49,83% da variação, enquanto os grupos de crianças e adolescentes e idosos foram responsáveis por contribuições inferiores a 5%. Em contrapartida, o grupo etário de 80 anos e mais foi o único que atuou no sentido oposto, contribuindo para aumentar o hiato em 0,57 anos, o que representa 15,98% da variação total. Com exceção do grupo de demais causas, todas as outras causas analisadas atuaram no sentido de elevar o hiato, nessa faixa etária.

#### **4.5 DISCUSSÃO**

Este estudo examinou os padrões de contribuições das idades e causas de morte para a formação e variação do hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, no município

de São Paulo, entre 1950 e 2020. Desde o início do período de estudo, a diferença de mortalidade entre homens e mulheres idosos já era responsável por uma parcela importante do hiato, com tendência crescente ao longo do tempo. Esse achado, consistente com as evidências encontradas nos países desenvolvidos, pode ser explicado pela maior concentração das mortes nas idades avançadas, em virtude do avanço da transição da mortalidade (CONTI et al., 2003; FERALDI; ZARULLI, 2022; GJONÇA et al., 2005; LE et al., 2015; SUNDBERG et al., 2018; TROVATO; HEYEN, 2006).

Portanto, mesmo diante do padrão de razões entre taxas específicas de mortalidade por idade de homens e mulheres mais elevadas nas idades jovens, as maiores contribuições para o hiato ocorreram no final da vida adulta e na velhice. Isso porque, apesar das elevadas razões nos grupos etários jovens sugerirem que a mortalidade se diferencia substancialmente entre homens e mulheres, relativamente poucas pessoas morrem nessas idades (GLEI, 2005). Dessa forma, na maioria dos anos, a contribuição de adultos e idosos foi maior, devido à maior concentração das mortes nessas idades. A única exceção ocorreu entre 1985 e 2000, cujo aumento substancial da mortalidade dos homens jovens elevou a contribuição de 15 a 34 anos a níveis muito semelhantes e, em alguns anos, até maiores do que a contribuição observada entre os idosos.

A análise de decomposição por idade e causas de morte revelou ainda que a maior mortalidade dos homens por doenças do aparelho circulatório e causas externas foram as principais responsáveis pela formação do diferencial de expectativa de vida à exata idade 1, em todo período analisado. De forma similar, nos países desenvolvidos, a maior mortalidade dos homens por doenças do aparelho circulatório e causas externas constitui a principal contribuinte para explicar o hiato de gênero na mortalidade (CONTI et al., 2003; GJONÇA et al., 2005; SUNDBERG et al., 2018; TROVATO; HEYEN, 2006).

A desvantagem dos homens na mortalidade por doenças do aparelho circulatório pode ser explicada em parte por questões biológicas, mas também pela maior exposição a fatores de risco como, por exemplo, o consumo de cigarros (GJONÇA et al., 2005; VALLIN, 2004). Além disso, divergências comportamentais ligadas à direção perigosa, consumo excessivo de álcool e violência representam alguns dos fatores explicativos do maior risco de morte dos

homens por causas externas (ROGERS et al., 2010; WALDRON; MCCLOSKEY; EARLE, 2005).

Na maioria dos anos, as menores contribuições para o hiato de gênero na mortalidade foram associadas às doenças infecciosas e parasitárias. Esse cenário, semelhante ao verificado nos países desenvolvidos, pode ser explicado pelo avanço da transição epidemiológica, em que as crônico-degenerativas e causas externas se tornam as principais causas de morte (CONTI et al., 2003; OLSHANSKY; AULT, 1986; SUNDBERG et al., 2018; TROVATO; HEYEN, 2006).

Os resultados mostraram ainda que, ao contrário da formação do hiato que se deve, em grande parte, às diferenças de mortalidade de 35 a 59 anos e 60 a 79 anos, a tendência de aumento seguida pela redução do diferencial foi explicada, principalmente, pela variação da mortalidade nos grupos etários de 15 a 34 anos e 35 a 59 anos. Nesse contexto, o padrão de contribuição das causas de morte mostra que o aumento da mortalidade por causas externas, entre os homens, foi o principal responsável pelo crescimento do hiato de gênero na expectativa de vida, entre 1950 e 1995. Esse resultado é semelhante ao encontrado nos países da Europa Oriental, em que a maior mortalidade por causas externas exerce um efeito substancial na variação do diferencial de gênero na expectativa de vida (FERALDI; ZARULLI, 2022; LUY; WEGNER-SIEGMUNDT, 2015). No entanto, a partir de 2000, a mortalidade por causas externas começou a diminuir no município de São Paulo, constituindo a principal contribuinte para a redução do hiato, que alcançou níveis semelhantes ao observado em 1980 (FERREIRA; CASTIÑEIRA; ARANHA, 2019; PERES et al., 2011).

Em relação às demais causas de morte, as doenças do aparelho circulatório, respiratório e neoplasias representaram mais da metade da tendência de aumento do diferencial de gênero na mortalidade, entre 1950 e 1980. Este resultado pode ser explicado pela maior consciência da necessidade de comportamentos de cuidados e prevenção à saúde, pelas mulheres, o que possibilitou maiores benefícios com o avanço dos tratamentos de doenças crônico-degenerativas (NOBILE, 2007; VALLIN, 2004).

No entanto, entre 1980 e 1995, o peso relativo dessas causas de morte para explicar o crescimento sustentado do diferencial de gênero na mortalidade reduziu. Além disso, destaca-se que as mudanças na mortalidade de homens e mulheres por doenças do aparelho

circulatório, respiratório e neoplasias, ocorridas entre 1995 e 2020, contribuíram para o declínio do hiato de gênero no período. No curto prazo, isso pode ter ocorrido em função da melhoria dos comportamentos de cuidados com a saúde dos homens, que passaram a se beneficiar mais dos avanços médicos (NOBILE, 2007). Além disso, parte dessa tendência pode estar relacionada a efeitos de longo prazo da convergência de estilos de vida entre homens e mulheres, como o aumento do consumo de cigarro entre as mulheres, observado em vários países, incluindo o Brasil (MALTA et al., 2013; PAMPEL, 2003; PATHANIA, 2011).

De forma geral, os resultados apontam para um potencial de contínua diminuição do hiato de gênero na mortalidade, principalmente, mediante à redução do diferencial de mortalidade entre os idosos. Nesse sentido, destaca-se a importância de ações direcionadas aos fatores de risco das doenças crônico-degenerativas, que explicam cada vez mais o hiato de gênero na mortalidade e sua evolução. Além disso, embora esteja diminuindo sua contribuição ao longo do tempo, o combate à maior mortalidade dos homens por causas externas continua sendo um meio importante para redução do hiato, nos próximos anos.

Em relação às limitações deste estudo, é importante ressaltar que, entre 1950 e 2020, as informações de óbitos por causa de morte foram codificadas usando diferentes versões da CID (6<sup>a</sup> a 10<sup>a</sup> revisão). Assim, a comparabilidade dos dados é afetada ao longo do tempo, visto que as revisões periódicas da CID levam a mudanças na composição dos grupos de causas de morte. Diante disso, foram utilizados dados de óbitos tratados, por meio de um processo de compatibilização das revisões, o que pode ter gerado algum viés na análise de decomposição. No entanto, o uso de grupos de causas de morte mais amplos (capítulos) pode ter minimizado esse viés. Por fim, para compreender mais profundamente o hiato de gênero na mortalidade, trabalhos futuros poderão abrir os grupos de causas de morte em subcategorias específicas, além de examinar o efeito das diferenças no padrão de tabagismo na evolução do diferencial de expectativa de vida, ao longo do tempo

### APÊNDICE 3

Tabela A1 – Razão entre as taxas específicas de mortalidade por idade de homens e mulheres, município de São Paulo, 1950 a 2020

Grupo etário	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
1 a 4	0,98	0,94	0,93	1,02	0,98	1,05	1,09	1,20	1,23	1,11	1,08	1,11	1,20	1,10	1,08
5 a 9	1,09	1,18	1,20	1,33	1,34	1,23	1,24	1,55	1,33	1,48	1,22	1,10	1,25	1,22	1,35
10 a 14	1,29	1,53	1,38	1,53	1,55	1,54	1,65	2,03	1,80	1,64	2,02	1,36	1,32	1,50	1,26
15 a 19	1,15	1,43	1,51	1,84	2,02	2,11	2,81	4,72	4,99	4,50	6,07	4,52	3,28	4,30	3,16
20 a 24	1,19	1,35	1,60	1,60	2,08	2,10	2,67	4,01	4,92	4,99	6,51	5,30	4,19	3,85	3,08
25 a 29	1,17	1,33	1,53	1,70	1,87	1,99	2,46	3,34	4,02	4,52	4,88	3,88	3,25	3,08	2,47
30 a 34	1,38	1,54	1,66	1,93	2,12	1,88	2,18	2,77	3,76	3,61	3,79	3,25	2,86	2,62	2,34
35 a 39	1,39	1,37	1,60	1,91	1,98	1,78	2,09	2,53	3,09	3,25	2,99	2,90	2,54	2,07	2,28
40 a 44	1,48	1,43	1,69	1,86	1,92	1,95	2,00	2,34	2,50	2,88	2,55	2,38	2,21	1,99	1,99
45 a 49	1,47	1,54	1,60	1,65	1,89	1,82	1,99	2,16	2,31	2,35	2,34	2,11	2,07	1,99	1,98
50 a 54	1,49	1,58	1,76	1,75	1,81	1,92	1,97	2,07	2,12	2,17	2,11	2,10	2,16	1,98	1,97
55 a 59	1,60	1,67	1,70	1,71	1,78	1,73	1,92	2,09	2,06	2,05	1,98	2,00	2,07	1,96	2,00
60 a 64	1,59	1,60	1,55	1,80	1,82	1,73	1,85	1,99	1,91	1,96	1,92	1,97	1,94	1,96	2,00
65 a 69	1,52	1,59	1,59	1,65	1,66	1,75	1,69	1,79	1,86	1,90	1,93	1,90	1,84	1,87	1,84
70 a 74	1,45	1,41	1,38	1,49	1,60	1,59	1,62	1,70	1,68	1,79	1,82	1,81	1,72	1,74	1,75
75 a 79	1,35	1,32	1,34	1,40	1,44	1,45	1,45	1,53	1,54	1,56	1,60	1,63	1,66	1,62	1,63
80 anos e mais	1,18	1,07	1,02	1,11	1,17	1,21	1,20	1,22	1,18	1,25	1,32	1,28	1,29	1,24	1,25

Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Tabela A2 - Contribuição dos grupos etários para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020

Grupo etário	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
	Absoluta (em anos)														
1 a 14	0,05	0,04	0,02	0,16	0,13	0,18	0,15	0,23	0,18	0,15	0,11	0,05	0,07	0,06	0,04
15 a 34	0,45	0,63	0,70	0,84	1,05	1,09	1,31	2,19	3,00	3,18	3,00	1,62	1,24	1,33	1,09
35 a 59	1,89	1,95	2,22	2,46	2,65	2,57	2,77	3,22	3,54	3,81	3,14	2,73	2,44	2,01	2,04
60 a 79	1,79	1,92	1,99	2,40	2,56	2,52	2,56	2,90	3,12	3,09	2,95	2,87	2,93	2,86	2,93
80 anos e mais	0,19	0,11	0,04	0,19	0,34	0,40	0,44	0,55	0,60	0,75	0,94	0,78	1,22	1,14	1,32
Total	4,37	4,64	4,98	6,06	6,73	6,77	7,22	9,09	10,44	10,98	10,14	8,05	7,90	7,39	7,42
	Relativa (%)														
1 a 14	1,24	0,83	0,47	2,63	1,96	2,71	2,08	2,58	1,73	1,34	1,08	0,60	0,85	0,75	0,51
15 a 34	10,23	13,52	14,15	13,91	15,58	16,16	18,09	24,09	28,73	28,97	29,57	20,12	15,73	17,94	14,68
35 a 59	43,18	41,97	44,65	40,68	39,34	38,01	38,37	35,38	33,90	34,71	30,94	33,91	30,86	27,23	27,48
60 a 79	41,01	41,40	40,02	39,57	38,13	37,18	35,43	31,89	29,89	28,11	29,12	35,69	37,12	38,68	39,47
80 anos e mais	4,35	2,29	0,71	3,22	5,00	5,94	6,03	6,05	5,74	6,88	9,29	9,67	15,44	15,39	17,86
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Tabela A3 - Contribuição das causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020

Causas de morte	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020
	Absoluta (em anos)														
Doenças infecciosas e parasitárias	0,66	0,41	0,47	0,48	0,34	0,37	0,27	0,30	0,97	1,21	0,57	0,44	0,37	0,32	0,94
Neoplasias	0,42	0,61	0,68	0,85	0,78	0,78	0,80	0,93	0,98	1,07	1,11	1,05	1,18	1,12	0,92
Doenças do ap. circulatório	1,56	1,62	1,55	1,93	2,48	2,44	2,39	2,45	2,43	2,33	2,28	2,08	2,17	2,08	1,96
Doenças do ap. respiratório	0,31	0,33	0,53	0,61	0,61	0,77	0,82	1,09	1,25	1,24	0,94	0,84	0,94	1,04	1,22
Causas externas	0,99	1,17	1,15	1,47	1,98	1,86	2,14	3,21	3,67	3,92	4,04	2,43	1,97	1,79	1,54
Demais Causas	0,44	0,49	0,60	0,71	0,54	0,56	0,81	1,10	1,14	1,20	1,19	1,21	1,26	1,03	0,84
Total	4,37	4,64	4,98	6,06	6,73	6,77	7,22	9,09	10,44	10,98	10,14	8,05	7,90	7,39	7,42
	Relativa (%)														
Doenças infecciosas e parasitárias	15,07	8,91	9,38	7,85	4,99	5,45	3,77	3,35	9,32	11,01	5,62	5,44	4,74	4,31	12,63
Neoplasias	9,56	13,19	13,73	14,01	11,62	11,56	11,09	10,28	9,40	9,75	10,99	13,00	14,96	15,22	12,47
Doenças do ap. circulatório	35,58	34,94	31,17	31,91	36,86	35,96	33,02	26,91	23,27	21,26	22,49	25,85	27,47	28,20	26,45
Doenças do ap. respiratório	6,99	7,08	10,57	10,12	9,10	11,40	11,31	12,02	11,93	11,29	9,26	10,48	11,92	14,08	16,40
Causas externas	22,66	25,23	23,09	24,33	29,43	27,40	29,59	35,35	35,16	35,73	39,88	30,15	24,94	24,26	20,70
Demais Causas	10,14	10,65	12,05	11,78	7,99	8,22	11,21	12,09	10,92	10,96	11,75	15,09	15,99	13,92	11,35
Total	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Tabela A4 - Contribuição dos grupos etários e causas de morte para o hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020

Ano	Grupo etário	Absoluta (em anos)							Relativa (%)						
		Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total
1950	1 a 14	-0,05	0,02	0,00	-0,06	0,10	0,04	0,05	-1,20	0,53	0,06	-1,32	2,20	0,97	1,24
	15 a 34	0,12	0,01	0,00	0,03	0,39	-0,10	0,45	2,71	0,13	0,09	0,67	8,90	-2,28	10,23
	35 a 59	0,48	-0,01	0,67	0,15	0,36	0,24	1,89	10,94	-0,20	15,30	3,40	8,31	5,43	43,18
	60 a 79	0,11	0,36	0,82	0,16	0,12	0,22	1,79	2,44	8,14	18,84	3,60	2,85	5,13	41,01
	80 e mais	0,01	0,04	0,06	0,03	0,02	0,04	0,19	0,18	0,96	1,29	0,63	0,40	0,89	4,35
	Total	0,66	0,42	1,56	0,31	0,99	0,44	4,37	15,07	9,56	35,58	6,99	22,66	10,14	100,00
1955	1 a 14	-0,08	0,02	0,00	-0,04	0,09	0,04	0,04	-1,62	0,44	0,03	-0,81	1,88	0,90	0,83
	15 a 34	0,09	0,02	0,03	0,03	0,54	-0,09	0,63	1,98	0,52	0,69	0,59	11,69	-1,95	13,52
	35 a 59	0,31	0,10	0,68	0,15	0,43	0,28	1,95	6,65	2,20	14,67	3,20	9,22	6,04	41,97
	60 a 79	0,08	0,40	0,95	0,17	0,11	0,21	1,92	1,79	8,68	20,50	3,59	2,30	4,54	41,40
	80 e mais	0,01	0,06	-0,04	0,02	0,01	0,05	0,11	0,11	1,36	-0,95	0,50	0,14	1,13	2,29
	Total	0,41	0,61	1,62	0,33	1,17	0,49	4,64	8,91	13,19	34,94	7,08	25,23	10,65	100,00
1960	1 a 14	-0,05	0,03	-0,01	-0,03	0,07	0,02	0,02	-1,01	0,60	-0,17	-0,70	1,44	0,31	0,47
	15 a 34	0,10	0,02	0,05	0,04	0,49	-0,01	0,70	2,09	0,40	1,05	0,85	9,90	-0,14	14,15
	35 a 59	0,31	0,12	0,73	0,18	0,48	0,39	2,22	6,29	2,42	14,74	3,70	9,60	7,90	44,65
	60 a 79	0,09	0,44	0,90	0,26	0,11	0,18	1,99	1,84	8,93	18,09	5,23	2,27	3,65	40,02
	80 e mais	0,01	0,07	-0,13	0,07	-0,01	0,02	0,04	0,16	1,39	-2,53	1,48	-0,12	0,33	0,71
	Total	0,47	0,68	1,55	0,53	1,15	0,60	4,98	9,38	13,73	31,17	10,57	23,09	12,05	100,00

Continua...



Ano	Grupo etário	Absoluta (em anos)							Relativa (%)						
		Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total
1965	1 a 14	0,01	0,03	0,01	-0,01	0,09	0,02	0,16	0,15	0,57	0,09	-0,13	1,56	0,37	2,63
	15 a 34	0,07	0,03	0,07	0,05	0,62	0,01	0,84	1,09	0,45	1,13	0,84	10,16	0,23	13,91
	35 a 59	0,29	0,12	0,76	0,26	0,59	0,45	2,46	4,77	1,92	12,62	4,29	9,72	7,36	40,68
	60 a 79	0,10	0,60	1,07	0,25	0,16	0,21	2,40	1,63	9,91	17,73	4,18	2,67	3,47	39,57
	80 e mais	0,01	0,07	0,02	0,06	0,01	0,02	0,19	0,21	1,16	0,33	0,94	0,23	0,35	3,22
	Total	0,48	0,85	1,93	0,61	1,47	0,71	6,06	7,85	14,01	31,91	10,12	24,33	11,78	100,00
1970	1 a 14	-0,01	0,01	0,00	-0,03	0,13	0,02	0,13	-0,15	0,20	0,05	-0,41	1,96	0,30	1,96
	15 a 34	0,06	0,02	0,08	0,07	0,85	-0,02	1,05	0,90	0,27	1,16	0,98	12,62	-0,36	15,58
	35 a 59	0,21	0,12	0,97	0,23	0,78	0,34	2,65	3,07	1,83	14,45	3,38	11,57	5,04	39,34
	60 a 79	0,07	0,52	1,33	0,27	0,19	0,17	2,56	1,06	7,79	19,83	4,06	2,89	2,50	38,13
	80 e mais	0,01	0,10	0,09	0,07	0,03	0,03	0,34	0,12	1,52	1,37	1,09	0,39	0,51	5,00
	Total	0,34	0,78	2,48	0,61	1,98	0,54	6,73	4,99	11,62	36,86	9,10	29,43	7,99	100,00
1975	1 a 14	0,01	0,02	0,01	0,01	0,14	-0,01	0,18	0,19	0,23	0,15	0,17	2,12	-0,15	2,71
	15 a 34	0,08	0,02	0,06	0,08	0,86	0,00	1,09	1,24	0,23	0,83	1,15	12,73	-0,02	16,16
	35 a 59	0,19	0,17	0,95	0,26	0,63	0,38	2,57	2,76	2,51	13,99	3,80	9,37	5,58	38,01
	60 a 79	0,07	0,50	1,29	0,30	0,18	0,18	2,52	1,04	7,44	18,97	4,48	2,61	2,64	37,18
	80 e mais	0,01	0,08	0,14	0,12	0,04	0,01	0,40	0,22	1,15	2,02	1,81	0,57	0,18	5,94
	Total	0,37	0,78	2,44	0,77	1,86	0,56	6,77	5,45	11,56	35,96	11,40	27,40	8,22	100,00

Continua...

Ano	Grupo etário	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total
1980	1 a 14	0,01	0,01	-0,01	0,01	0,12	0,01	0,15	0,15	0,07	-0,09	0,15	1,67	0,12	2,08
	15 a 34	0,03	0,01	0,04	0,05	1,14	0,03	1,31	0,46	0,19	0,58	0,64	15,75	0,46	18,09
	35 a 59	0,16	0,15	1,01	0,26	0,70	0,50	2,77	2,22	2,02	13,94	3,62	9,66	6,91	38,37
	60 a 79	0,05	0,52	1,25	0,36	0,15	0,23	2,56	0,75	7,21	17,30	4,98	2,07	3,12	35,43
	80 e mais	0,01	0,12	0,09	0,14	0,03	0,04	0,44	0,20	1,60	1,28	1,92	0,43	0,60	6,03
	Total	0,27	0,80	2,39	0,82	2,14	0,81	7,22	3,77	11,09	33,02	11,31	29,59	11,21	100,00
1985	1 a 14	0,01	0,02	0,00	0,02	0,17	0,02	0,23	0,08	0,23	0,01	0,21	1,85	0,19	2,58
	15 a 34	0,05	0,02	0,06	0,03	1,97	0,06	2,19	0,55	0,21	0,66	0,33	21,67	0,67	24,09
	35 a 59	0,16	0,16	1,05	0,30	0,85	0,70	3,22	1,79	1,76	11,56	3,25	9,30	7,74	35,38
	60 a 79	0,07	0,58	1,27	0,50	0,18	0,30	2,90	0,77	6,33	13,93	5,52	2,02	3,32	31,89
	80 e mais	0,02	0,16	0,07	0,25	0,05	0,02	0,55	0,17	1,74	0,75	2,71	0,51	0,17	6,05
	Total	0,30	0,93	2,45	1,09	3,21	1,10	9,09	3,35	10,28	26,91	12,02	35,35	12,09	100,00
1990	1 a 14	0,00	0,00	0,00	0,02	0,13	0,02	0,18	0,04	0,00	0,05	0,20	1,27	0,18	1,73
	15 a 34	0,40	0,01	0,07	0,08	2,37	0,08	3,00	3,79	0,06	0,63	0,73	22,70	0,81	28,73
	35 a 59	0,47	0,15	1,00	0,30	0,93	0,69	3,54	4,46	1,39	9,56	2,91	8,94	6,64	33,90
	60 a 79	0,10	0,62	1,33	0,55	0,19	0,33	3,12	0,99	5,91	12,71	5,31	1,84	3,14	29,89
	80 e mais	0,00	0,21	0,03	0,29	0,04	0,02	0,60	0,04	2,05	0,32	2,78	0,41	0,15	5,74
	Total	0,97	0,98	2,43	1,25	3,67	1,14	10,44	9,32	9,40	23,27	11,93	35,16	10,92	100,00

Continua...

Ano	Grupo etário	Absoluta (em anos)							Relativa (%)						
		Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total
1995	1 a 14	0,02	0,01	-0,01	0,01	0,11	0,00	0,15	0,17	0,09	-0,06	0,06	1,04	0,04	1,34
	15 a 34	0,45	0,00	0,06	0,08	2,51	0,08	3,18	4,14	0,02	0,55	0,72	22,83	0,70	28,97
	35 a 59	0,61	0,15	0,92	0,31	1,08	0,73	3,81	5,59	1,40	8,35	2,84	9,88	6,65	34,71
	60 a 79	0,10	0,65	1,26	0,55	0,17	0,36	3,09	0,89	5,95	11,47	4,97	1,57	3,25	28,11
	80 e mais	0,02	0,25	0,10	0,30	0,05	0,03	0,75	0,21	2,29	0,95	2,69	0,41	0,32	6,88
	Total	1,21	1,07	2,33	1,24	3,92	1,20	10,98	11,01	9,75	21,26	11,29	35,73	10,96	100,00
2000	1 a 14	0,00	0,00	0,00	0,01	0,10	0,00	0,11	0,04	0,01	0,05	0,06	0,97	-0,04	1,08
	15 a 34	0,12	0,01	0,04	0,03	2,73	0,07	3,00	1,16	0,06	0,40	0,33	26,97	0,67	29,57
	35 a 59	0,35	0,13	0,81	0,18	1,01	0,66	3,14	3,42	1,26	7,98	1,81	9,97	6,51	30,94
	60 a 79	0,09	0,67	1,21	0,43	0,16	0,40	2,95	0,86	6,59	11,90	4,25	1,60	3,91	29,12
	80 e mais	0,01	0,31	0,22	0,29	0,04	0,07	0,94	0,14	3,08	2,17	2,82	0,38	0,71	9,29
	Total	0,57	1,11	2,28	0,94	4,04	1,19	10,14	5,62	10,99	22,49	9,26	39,88	11,75	100,00
2005	1 a 14	0,00	0,01	0,00	0,00	0,05	-0,01	0,05	-0,01	0,10	0,02	-0,06	0,61	-0,07	0,60
	15 a 34	0,04	0,01	0,04	0,01	1,45	0,07	1,62	0,50	0,07	0,47	0,18	18,02	0,89	20,12
	35 a 59	0,29	0,12	0,74	0,16	0,74	0,68	2,73	3,64	1,46	9,23	1,95	9,14	8,48	33,91
	60 a 79	0,09	0,66	1,13	0,41	0,15	0,43	2,87	1,07	8,15	14,06	5,13	1,92	5,36	35,69
	80 e mais	0,02	0,26	0,17	0,26	0,04	0,03	0,78	0,23	3,22	2,07	3,28	0,45	0,43	9,67
	Total	0,44	1,05	2,08	0,84	2,43	1,21	8,05	5,44	13,00	25,85	10,48	30,15	15,09	100,00

Continua...

Ano	Grupo etário	Absoluta (em anos)							Relativa (%)						
		Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total
2010	1 a 14	0,01	0,01	0,00	0,00	0,04	0,01	0,07	0,06	0,07	0,00	-0,02	0,55	0,18	0,85
	15 a 34	0,05	0,00	0,06	0,03	1,05	0,05	1,24	0,62	0,01	0,76	0,34	13,33	0,67	15,73
	35 a 59	0,24	0,08	0,69	0,18	0,63	0,62	2,44	3,03	1,06	8,69	2,22	7,96	7,91	30,86
	60 a 79	0,08	0,67	1,15	0,37	0,19	0,48	2,93	0,97	8,52	14,54	4,65	2,42	6,02	37,12
	80 e mais	0,00	0,42	0,27	0,37	0,05	0,10	1,22	0,05	5,30	3,47	4,73	0,68	1,22	15,44
	Total	0,37	1,18	2,17	0,94	1,97	1,26	7,90	4,74	14,96	27,47	11,92	24,94	15,99	100,00
2015	1 a 14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	0,02	0,06	0,00	-0,03	0,05	-0,02	0,54	0,22	0,75
	15 a 34	0,05	0,00	0,12	0,04	1,04	0,08	1,33	0,73	-0,01	1,56	0,55	14,08	1,03	17,94
	35 a 59	0,17	0,00	0,65	0,21	0,51	0,47	2,01	2,35	0,06	8,74	2,78	6,97	6,33	27,23
	60 a 79	0,08	0,67	1,09	0,41	0,15	0,46	2,86	1,02	9,08	14,72	5,57	2,03	6,27	38,68
	80 e mais	0,01	0,45	0,23	0,38	0,05	0,01	1,14	0,20	6,11	3,14	5,21	0,64	0,08	15,39
	Total	0,32	1,12	2,08	1,04	1,79	1,03	7,39	4,31	15,22	28,20	14,08	24,26	13,92	100,00
2020	1 a 14	0,00	0,01	0,00	0,00	0,02	0,00	0,04	0,05	0,10	0,03	-0,01	0,33	0,01	0,51
	15 a 34	0,08	-0,01	0,11	0,09	0,81	0,01	1,09	1,06	-0,12	1,46	1,16	10,98	0,14	14,68
	35 a 59	0,31	-0,03	0,61	0,29	0,50	0,37	2,04	4,14	-0,45	8,21	3,88	6,71	5,00	27,48
	60 a 79	0,36	0,56	0,96	0,45	0,15	0,46	2,93	4,84	7,55	12,88	6,01	2,05	6,14	39,47
	80 e mais	0,19	0,40	0,29	0,40	0,05	0,00	1,32	2,54	5,39	3,87	5,36	0,63	0,06	17,86
	Total	0,94	0,92	1,96	1,22	1,54	0,84	7,42	12,63	12,47	26,45	16,40	20,70	11,35	100,00

Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

Tabela A5 - Contribuições dos grupos etários e causas de morte para explicar a variação do hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, município de São Paulo, 1950 a 2020

Grupo etário	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total	Doenças infecciosas e parasitárias	Neoplasias	Doenças do ap. circulatório	Doenças do ap. respiratório	Causas externas	Demais Causas	Total
	Absoluta (em anos)							Relativa (%)						
1 a 14	0,06	-0,02	-0,01	0,07	0,02	-0,03	0,10	2,21	-0,63	-0,31	2,39	0,88	-1,18	3,35
15 a 34	-0,09	0,01	0,04	0,02	0,75	0,13	0,86	-2,99	0,29	1,33	0,59	26,26	4,67	30,14
35 a 59	-0,32	0,15	0,34	0,11	0,33	0,26	0,88	-11,16	5,40	11,86	3,97	11,74	9,19	31,01
60 a 79	-0,05	0,17	0,43	0,20	0,02	0,00	0,77	-1,84	5,80	14,94	7,09	0,87	0,04	26,89
80 e mais	0,01	0,07	0,04	0,11	0,01	0,00	0,25	0,23	2,59	1,28	3,89	0,48	0,14	8,60
Total	-0,39	0,38	0,83	0,51	1,15	0,37	2,85	-13,56	13,45	29,10	17,94	40,22	12,85	100,00
1 a 14	0,01	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,00	0,00	0,22	0,13	-0,01	-0,09	-0,15	-0,11	-0,02
15 a 34	0,42	-0,01	0,02	0,03	1,37	0,04	1,88	11,20	-0,30	0,48	0,87	36,48	1,13	49,86
35 a 59	0,45	0,01	-0,09	0,05	0,39	0,23	1,05	12,04	0,22	-2,39	1,32	10,46	6,13	27,77
60 a 79	0,04	0,13	0,01	0,19	0,02	0,13	0,52	1,16	3,48	0,25	4,93	0,62	3,49	13,93
80 e mais	0,01	0,14	0,01	0,16	0,01	-0,01	0,32	0,24	3,60	0,29	4,16	0,38	-0,22	8,45
Total	0,94	0,27	-0,05	0,42	1,80	0,39	3,77	24,86	7,13	-1,39	11,19	47,79	10,42	100,00
1 a 14	-0,01	0,00	0,01	-0,01	-0,09	0,00	-0,11	0,41	0,08	-0,25	0,22	2,54	0,09	3,10
15 a 34	-0,38	-0,01	0,05	0,01	-1,70	-0,07	-2,10	10,54	0,33	-1,36	-0,19	47,54	1,82	58,68
35 a 59	-0,31	-0,19	-0,31	-0,02	-0,59	-0,36	-1,78	8,58	5,25	8,63	0,67	16,63	10,07	49,83
60 a 79	0,26	-0,09	-0,30	-0,10	-0,02	0,10	-0,16	-7,32	2,58	8,50	2,79	0,58	-2,76	4,38
80 e mais	0,16	0,15	0,18	0,10	0,00	-0,03	0,57	-4,61	-4,17	-5,13	-2,88	-0,03	0,84	-15,98
Total	-0,27	-0,14	-0,37	-0,02	-2,40	-0,36	-3,57	7,60	4,06	10,39	0,61	67,27	10,07	100,00

Fonte: Registro Civil (Fundação Seade) e censos demográficos (IBGE).

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desta tese foi compreender como e por que a experiência de mortalidade de homens e mulheres diferiu no município de São Paulo, entre 1920 e 2020. No primeiro artigo, a análise da evolução do diferencial de gênero na longevidade e na variabilidade da idade à morte mostrou que as mulheres experimentaram maior idade à morte, em comparação aos homens, em todo o período analisado. No entanto, no que se refere ao padrão de mortalidade por idade, a menor incerteza em relação à idade à morte das mulheres é um fenômeno relativamente recente, observado apenas a partir de meados do século XX.

Em relação à tendência temporal, o diferencial de gênero na longevidade aumentou até cerca de 1995 e, desde então, tem diminuído. O hiato de gênero na variabilidade da idade à morte, inicialmente caracterizado pela menor dispersão da idade à morte entre os homens, apresentou tendência decrescente, até meados do século XX. No entanto, a partir desse período, a relação se inverteu e as vantagens das mulheres na variabilidade da idade à morte cresceu até 1995, quando passou a reduzir.

Para analisar o padrão de causas de morte e sua contribuição para explicar as tendências do diferencial de gênero na mortalidade, entre 1950 e 2020, primeiro as séries de óbitos por causas de morte, grupo etário e sexo foram compatibilizadas. Essa etapa, apresentada no segundo artigo desta tese, foi necessária, visto que as tendências de mortalidade foram afetadas pelas mudanças na CID, ocorridas nesse período. Após aplicar uma abordagem a fim de tornar as séries compatíveis ao longo do tempo, foi observado uma tendência coerente, sem grandes flutuações inesperadas. A análise dessas séries de óbitos indicou mudanças importantes no padrão de causas de morte de homens e mulheres, no município de São Paulo, ao longo do tempo.

Em todo o período, as doenças do aparelho circulatório foram a principal causa de morte, apresentando proporção maior para as mulheres, em comparação aos homens. A participação dessa causa de morte apresentou tendência crescente até 1970 e, desde então, tem diminuído. As doenças infecciosas e parasitárias constituíram a segunda principal causa de morte para homens e mulheres, em 1950, contudo, sua participação diminuiu, à medida que as doenças crônico-degenerativas aumentou. Exceções ocorreram associadas à epidemia de AIDS e à pandemia de COVID-19.

Para os homens, as mortes por neoplasias, seguidas pelas demais causas, assumiram a segunda e terceira posição dentre as principais causas de morte, entre 1955 e 1965 e de 2005 a 2020. Apenas entre 1970 e 2000, a proporção de mortes por causas externas aumentou substancialmente, ocupando a segunda posição, seguida pelas neoplasias. O peso relativo dos óbitos por causas externas foi significativamente superior para os homens, chegando a representar 5,0 vezes a participação verificada entre as mulheres. No entanto, desde 2005, a diferença tem diminuído devido à rápida redução da mortalidade por causas externas, especialmente entre os homens.

Para as mulheres, as neoplasias constituíram a principal causa de morte de 1955 a 2015, seguidas pelo grupo de demais causas. Uma tendência de aumento da proporção de mortes das mulheres por neoplasias, desde a década de 1980. Em contrapartida, no caso dos homens, uma tendência semelhante foi verificada somente após um período de quase estagnação, observado entre 1970 e 1995. Em 2015 e 2020, o grupo de demais causas teve maior importância relativa para explicar a mortalidade das mulheres. Além disso, verifica-se uma tendência crescente da participação desse grupo, desde meados da década de 1990. Esses resultados confirmaram um processo de transição epidemiológica no município, semelhante ao experimentado pelos demais países da América Latina.

Finalmente, no terceiro artigo foram examinados os padrões de contribuições das idades e causas de morte para a formação e variação do hiato de gênero na expectativa de vida à exata idade 1, no município de São Paulo, entre 1950 e 2020. Os resultados mostraram que as maiores contribuições para explicar o hiato de gênero na mortalidade ocorreram na vida adulta e na velhice, principalmente nas idades de 35 a 59 anos e 60 a 79 anos. Portanto, desde 1950, os idosos já eram responsáveis por uma parcela importante do hiato, com tendência crescente ao longo do tempo. Apenas entre 1985 e 2000, a contribuição do grupo etário de 15 a 34 anos cresceu substancialmente, atingindo níveis semelhantes ao observados entre os idosos.

Os resultados da decomposição por causas de morte indicaram que a maior mortalidade dos homens por doenças do aparelho circulatório, causas externas e neoplasias foi responsável pela maior parte do diferencial de expectativa de vida à exata idade 1, em todo período analisado. Portanto, as causas de morte com o maior peso relativo na distribuição proporcional dos óbitos foram as mais contribuíram para o hiato de gênero na mortalidade, no município. As tendências de aumento seguida pela diminuição do

hiato, desde 1995, foi explicada, principalmente, pela variação da mortalidade nos grupos etários de 15 a 34 anos e 35 a 59 anos. A contribuição da mortalidade por causas externas explicou grande parte da elevação do hiato, especialmente, entre 1980 e 1995. De maneira similar, entre 1995 e 2020, o declínio do diferencial ocorreu associado à redução mais rápida da mortalidade dos homens por causas externas, principalmente no grupo etário de 15 a 34 anos.

De forma geral, os resultados sugerem que a redução do diferencial de gênero na mortalidade pode ser intensificada, principalmente, com a diminuição da diferença de mortalidade por doenças crônico-degenerativas entre homens e mulheres idosos, especialmente por doenças do aparelho circulatório e neoplasias. Dessa forma, ações direcionadas aos fatores de risco de doenças crônico-degenerativas, especialmente aquelas que afetam o homem de forma mais acentuada, podem contribuir para reduções futuras do hiato de gênero na mortalidade. Além disso, investimento em medidas de prevenção à mortalidade por causas externas entre jovens e adultos ainda constituem um meio importante para redução do diferencial de gênero, no município de São Paulo.



## REFERÊNCIAS

ABREU, D. M. X. DE; CÉSAR, C. C.; FRANÇA, E. B. Diferenciais entre homens e mulheres na mortalidade evitável no Brasil (1983-2005). **Cadernos de Saúde Pública**, v. 25, p. 2672–2682, dez. 2009.

ABURTO, J. M. et al. Homicides In Mexico Reversed Life Expectancy Gains For Men And Slowed Them For Women, 2000–10. **Health affairs (Project Hope)**, v. 35, n. 1, p. 88–95, jan. 2016.

ABURTO, J. M. et al. Dynamics of life expectancy and life span equality. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 117, n. 10, p. 5250–5259, 10 mar. 2020.

ABURTO, J. M.; BELTRÁN-SÁNCHEZ, H. Upsurge of Homicides and Its Impact on Life Expectancy and Life Span Inequality in Mexico, 2005-2015. **American Journal of Public Health**, v. 109, n. 3, p. 483–489, mar. 2019.

ACSÁDI, G.; NEMESKÉRI, J. **History of Human Life Span and Mortality**. [s.l.] Akadémiai Kiadó, 1970.

ALVAREZ, J.-A.; ABURTO, J. M.; CANUDAS-ROMO, V. Latin American convergence and divergence towards the mortality profiles of developed countries. **Population Studies**, v. 74, n. 1, p. 75–92, mar. 2020.

AMINI, M.; ZAYERI, F.; SALEHI, M. Trend analysis of cardiovascular disease mortality, incidence, and mortality-to-incidence ratio: results from global burden of disease study 2017. **BMC Public Health**, v. 21, n. 1, p. 401, 25 fev. 2021.

ANDERSON, R. N. et al. Comparability of cause of death between ICD-9 and ICD-10: preliminary estimates. **National Vital Statistics Reports: From the Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Health Statistics, National Vital Statistics System**, v. 49, n. 2, p. 1–32, 18 maio 2001.

ANDERSON, R. N. Coding and Classifying Causes of Death: Trends and International Differences. Em: ROGERS, R. G.; CRIMMINS, E. M. (Eds.). **International Handbook of Adult Mortality**. International Handbooks of Population. Dordrecht: Springer Netherlands, 2011. p. 467–489.

AQUINO, E. M. L. DE et al. Mortalidade feminina no Brasil: sexo frágil ou sexo forte? **Cadernos de Saúde Pública**, v. 7, p. 174–189, jun. 1991.

BAENINGER, R. **Fases e faces da migração em São Paulo**. Campinas: Núcleo de Estudos de População (NEPO) - UNICAMP, 2012.

BARATA, R. B. **Como e Por Que as Desigualdades Sociais Fazem Mal à Saúde**. Rio de Janeiro: Fiocruz, 2009.

BARFORD, A. et al. Life expectancy: women now on top everywhere. **BMJ : British Medical Journal**, v. 332, n. 7545, p. 808, 8 abr. 2006.

BELTRÁN-SÁNCHEZ, H.; FINCH, C. E.; CRIMMINS, E. M. Twentieth century surge of excess adult male mortality. **Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America**, v. 112, n. 29, p. 8993–8998, 21 jul. 2015.

BERGERON-BOUCHER, M.-P.; ABURTO, J. M.; VAN RAALTE, A. Diversification in causes of death in low-mortality countries: emerging patterns and implications. **BMJ Global Health**, v. 5, n. 7, p. e002414, 21 jul. 2020.

BERQUÓ, E.; GONÇALVES, M. A. I. A Invasão de Óbitos no Município de São Paulo. **Cadernos CEBRAP**, n. 19. 1974.

BERTAKIS, K. D. et al. Gender differences in the utilization of health care services. **The Journal of Family Practice**, v. 49, n. 2, p. 147–152, fev. 2000.

BOMFIM, W. C. Diferenciais de expectativa de vida entre homens e mulheres por causa de morte: análises para a Região Sudeste e suas UFS / Life expectancy differentials between men and women due to death: analyzes for the Southeast Region and its UFS. **Brazilian Journal of Health Review**, v. 4, n. 3, p. 12973–12987, 14 jun. 2021.

BORGES, G. M. Health transition in Brazil: regional variations and divergence/convergence in mortality. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 33, 21 ago. 2017.

BUCHALLA, C. M. et al. Avaliação do uso da Classificação Internacional de Doenças para codificar a síndrome da imunodeficiência adquirida. **Revista de Saúde Pública**, v. 30, p. 479–482, out. 1996.

BUCHALLA, C. M.; WALDMAN, E. A.; LAURENTI, R. A mortalidade por doenças infecciosas no início e no final do século XX no Município de São Paulo. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 6, p. 335–344, dez. 2003.

BYASS, P. Who Needs Cause-of-Death Data? **PLoS Medicine**, v. 4, n. 11, p. e333, nov. 2007.

CALAZANS, J. A. **Projeção coerente da mortalidade por causas de óbito usando o modelo de Lee-Carter**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG), 2021.

CAMARDA, C. G. Estimating transition coefficients for reconstructing coherent series of mortality by cause of Death. **Statistical Modelling**, v. 19, n. 3, p. 299–322, 1 jun. 2019.

CAMARDA, C.-G.; PECHHOLDOVÁ, M. **Assessing the presence of disruptions in cause-specific mortality series: A statistical approach**. . Em: 79TH ANNUAL MEETING OF THE POPULATION ASSOCIATION OF AMERICA. Boston (USA): 2014.

CAMARGO, A. B. M. **Os fenômenos da invasão e evasão de óbitos em São Paulo (1977/80): fatores determinantes e regionais**: Informe Demográfico. [s.l.] Fundação SEADE, 1984.

CAMARGO, A. B. M. **Idosos e mortalidade: preocupante relação com causas externas**: 1ª Análise Seade. São Paulo: [s.n.].

- CANUDAS-ROMO, V. Three measures of longevity: time trends and record values. **Demography**, v. 47, n. 2, p. 299–312, maio 2010.
- CASE, A.; PAXSON, C. Sex differences in morbidity and mortality. **Demography**, v. 42, n. 2, p. 189–214, maio 2005.
- CHEUNG, S. L. K. et al. Three dimensions of the survival curve: horizontalization, verticalization, and longevity extension. **Demography**, v. 42, n. 2, p. 243–258, maio 2005.
- CHEUNG, S. L. K. et al. Dissecting the compression of mortality in Switzerland, 1876–2005. **Demographic Research**, v. 21, n. 19, p. 569–598, 23 out. 2009.
- CHISUMPA, V. H.; ODIMEGWU, C. O. Decomposition of age- and cause-specific adult mortality contributions to the gender gap in life expectancy from census and survey data in Zambia. **SSM - Population Health**, v. 5, p. 218–226, 1 ago. 2018.
- CONTI, S. et al. Gender Differentials in Life Expectancy in Italy. **European Journal of Epidemiology**, v. 18, n. 2, p. 107–112, 2003.
- CRIMMINS, E. M. et al. Differences between Men and Women in Mortality and the Health Dimensions of the Morbidity Process. **Clinical Chemistry**, v. 65, n. 1, p. 135–145, jan. 2019.
- DIACONU, V.; RAALTE, A. VAN; MARTIKAINEN, P. Why we should monitor disparities in old-age mortality with the modal age at death. **PLOS ONE**, v. 17, n. 2, p. e0263626, 9 fev. 2022.
- EDWARDS, R. D.; TULJAPURKAR, S. Inequality in Life Spans and a New Perspective on Mortality Convergence across Industrialized Countries. **Population and Development Review**, v. 31, n. 4, p. 645–674, 2005.
- FAUST, M. M.; DOLMAN, A. B. **Comparability ratios based on mortality statistics for the fifth and sixth revisions: United States, 1950**: Vital Statistics - special reports. [s.l.] U.S. Department of health education and Welfare, 1964.
- FERALDI, A.; ZARULLI, V. Patterns in age and cause of death contribution to the sex gap in life expectancy: a comparison among ten countries. **Genus**, v. 78, n. 1, p. 23, 2 ago. 2022.
- FERREIRA, C. E. DE C. **Tábuas abreviadas de mortalidade para o Estado de São Paulo - 1939/41, 1949/51, 1959/61, 1969/71**: Informe Demográfico. São Paulo: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), 1981.
- FERREIRA, C. E. DE C. Mortalidade infantil: a manifestação mais cruel das desigualdades sociais. **Mortalidade infantil: a manifestação mais cruel das desigualdades sociais**, n.3. v. 3, p. 24–29, 1989.
- FERREIRA, C. E. DE C.; CASTIÑEIRA, L. L. O rápido aumento da mortalidade dos jovens adultos em São Paulo: uma trágica tendência. **O rápido aumento da mortalidade dos jovens adultos em São Paulo: uma trágica tendência**, n.2. v. 10, p. 35–41, 1996.

FERREIRA, C. E. DE C.; CASTIÑEIRA, L. L. **Está diminuindo a esperança de vida paulista?** . Em: XI ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS. Caxambu-MG: 1998.

FERREIRA, C. E. DE C.; CASTIÑEIRA, L. L.; ARANHA, V. J. **A esperança de vida no Estado de São Paulo em 2018:** São Paulo Demográfico. São Paulo: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados (Fundação Seade), 2019.

FERREIRA, C. E. DE C.; CENEVIVA, P. V. S. **Mortes maternas**, v. 2, n. n. 1, p. 17–24, 1986.

FRENK, J. et al. Elements for a theory of the health transition. **Health Transition Review: The Cultural, Social, and Behavioural Determinants of Health**, v. 1, n. 1, p. 21–38, abr. 1991.

GAMBONI, A. **Insight on mortality compression: a cause-of-death analysis of variability in human longevity in Italy.** Roma: Sapienza Università di Roma, 2017.

GARCÍA, J.; ABURTO, J. M. The impact of violence on Venezuelan life expectancy and lifespan inequality. **International Journal of Epidemiology**, v. 48, n. 5, p. 1593–1601, 1 out. 2019.

GAVRILOV, L. A.; GAVRILOVA, N. S. Late-life mortality is underestimated because of data errors. **PLoS Biology**, v. 17, n. 2, p. e3000148, 7 fev. 2019.

GAVRILOVA, N. S.; GAVRILOV, L. A. Biodemography of Old-Age Mortality in Humans and Rodents. **The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences**, v. 70, n. 1, p. 1–9, jan. 2015.

GIRALDELLI, B. W. Os números da AIDS: São Paulo surpreende. **Os números da AIDS: São Paulo surpreende**, São Paulo em Perspectiva. v. 6, p. 45–55, 1992.

GJONÇA, A. et al. Sex differences in mortality, a comparison of the United Kingdom and other developed countries. **Health Statistics Quarterly**, n. 26, p. 6–16, 2005.

GLEI, D. The Sex Gap in Mortality: Historical Patterns Across Twenty-Four Countries. **undefined**, 2005.

GLEI, D. A.; HORIUCHI, S. The narrowing sex differential in life expectancy in high-income populations: Effects of differences in the age pattern of mortality. **Population Studies**, v. 61, n. 2, p. 141–159, 1 jul. 2007.

GONZAGA, M. R.; QUEIROZ, B. L.; LIMA, E. E. C. D. Compression of mortality: the evolution of the variability in the age of death in Latin America. **Revista Latinoamericana de Población**, v. 12, n. 23, p. 9–35, 2018.

GONZAGA, M. R.; QUEIROZ, B. L.; MACHADO, C. J. Compressão da mortalidade: um estudo da variabilidade da idade à morte na população do Estado de São Paulo, Brasil, 1980-2005. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 25, p. 1475–1485, jul. 2009.

GRASSI, P. R.; LAURENTI, R. Implicações da introdução da 10ª revisão da Classificação Internacional de Doenças em análise de tendência da mortalidade por causas. **Informe Epidemiológico do Sus**, v. 7, n. 3, p. 43–47, set. 1998.

GRIGORIEV, P.; MESLÉ, F.; VALLIN, J. **Reconstruction of continuous time series of mortality by cause of death in Belarus, 1965–2010**. [s.l.] Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany, 2012. Disponível em: <<https://econpapers.repec.org/paper/demwpaper/wp-2012-023.htm>>. Acesso em: 7 jul. 2022.

HORIUCHI, S. et al. Modal age at death: lifespan indicator in the era of longevity extension. **Vienna Yearbook of Population Research**, v. 11, p. 37–69, 2013.

HORIUCHI, S.; WILMOTH, J. R. Deceleration in the Age Pattern of Mortality at Older Ages. **Demography**, v. 35, n. 4, p. 391–412, 1998.

JANSSEN, F.; KUNST, A. E. ICD coding changes and discontinuities in trends in cause-specific mortality in six European countries, 1950-99. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 82, p. 904–913, dez. 2004.

KANNISTO, V. Mode and Dispersion of the Length of Life. **Population: An English Selection**, v. 13, n. 1, p. 159–171, 2001.

KNUDSEN, C.; MCNOWN, R. Changing causes of death and the sex differential in the USA. **Population Research and Policy Review**, v. 12, n. 1, p. 27–41, 1 fev. 1993.

LAURENTI, R. Análise da informação em saúde: 1893-1993, cem anos da Classificação Internacional de Doenças. **Revista de Saúde Pública**, v. 25, p. 407–417, dez. 1991.

LAURENTI, R. Décima revisão da classificação internacional de doenças e de problemas relacionados à saúde (CID-10): a revisão do final do século. *Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana (OSP)*. v. 3, n. 118, 1995.

LAURENTI, R.; JORGE, M. H. P. DE M.; GOTLIEB, S. L. D. Informação em mortalidade: o uso das regras internacionais para a seleção da causa básica. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 12, p. 195–203, jun. 2009.

LE, Y. et al. The changing gender differences in life expectancy in Chinese cities 2005-2010. **PloS One**, v. 10, n. 4, p. e0123320, 2015.

LEVI, F. et al. Trends in mortality from cardiovascular and cerebrovascular diseases in Europe and other areas of the world. **Heart**, v. 88, n. 2, p. 119–124, ago. 2002.

LOLIO, C. A. DE; LAURENTI, R. Tendência da mortalidade por doenças cerebrovasculares em adultos maiores de 20 anos de idade no Município de São Paulo (Brasil), 1950 a 1981. **Revista de Saúde Pública**, v. 20, p. 343–346, out. 1986.

LUNA, F. V.; KLEIN, H. S. **História Econômica e Social do Estado de São Paulo 1850-1950**. 1. ed. [s.l.] Imprensa Oficial SP, 2019.

LUY, M. Causes of Male Excess Mortality: Insights from Cloistered Populations. **Population and Development Review**, v. 29, n. 4, p. 647–676, 2003.

LUY, M.; WEGNER-SIEGMUNDT, C. The impact of smoking on gender differences in life expectancy: more heterogeneous than often stated. **European Journal of Public Health**, v. 25, n. 4, p. 706–710, ago. 2015.

MADIGAN, F. C. Are Sex Mortality Differentials Biologically Caused? **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, v. 35, n. 2, p. 202–223, 1957.

MALTA, D. C. et al. Prevalência de fatores de risco e proteção para doenças crônicas não transmissíveis em adultos: estudo transversal, Brasil, 2011. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 22, n. 3, p. 423–434, set. 2013.

MATHERS, C. D. et al. Counting the dead and what they died from: an assessment of the global status of cause of death data. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 83, n. 3, p. 171–177, mar. 2005.

MAZZUCO, S. S.; SUHRCKE, M. M.; ZANOTTO, L. L. How to measure premature mortality? A proposal combining “relative” and “absolute” approaches. **Population Health Metrics**, v. 19, p. 41, 26 out. 2021.

MESLÉ, F. [Gender gap in life expectancy: the reasons for a reduction of female advantage]. **Revue D’épidemiologie Et De Sante Publique**, v. 52, n. 4, p. 333–352, set. 2004.

MESLÉ, F.; VALLIN, J. Reconstructing Long-Term Series of Causes of Death. **Historical Methods: A Journal of Quantitative and Interdisciplinary History**, v. 29, n. 2, p. 72–87, 1 abr. 1996.

MESLÉ, F.; VALLIN, J. **Mortality and Causes of Death in 20th-Century Ukraine**. Dordrecht: Springer Netherlands, 2012.

MILANESI, M. L.; LAURENTI, R. Mortalidade infantil no município de São Paulo: análise do seu comportamento nos últimos 15 anos. **Revista de Saúde Pública**, v. 1, p. 44–50, jun. 1967.

NEPOMUCENO, M. R. et al. The Cross-sectional Average Inequality in Lifespan (CAL<sup>†</sup>): A Lifespan Variation Measure That Reflects the Mortality Histories of Cohorts. **Demography**, v. 59, n. 1, p. 187–206, 1 fev. 2022.

NOBILE, A. Male excess mortality between biology and culture. Em: **Genders in the Life Course: Demographic Issues**. Springer Series on Demographic Methods and Population Analysis. Netherlands: [s.n.]. p. 329.

OKSUZYAN, A. et al. Men: good health and high mortality. Sex differences in health and aging. **Aging Clinical and Experimental Research**, v. 20, n. 2, p. 91–102, abr. 2008.

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

OMRAN, A. R. The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change. **The Milbank Memorial Fund Quarterly**, v. 49, n. 4, p. 509–538, out. 1971.

OMS. **Manual da Classificação Estatística Internacional de Doenças, Lesões e Causas de óbito - Décima Revisão**. São Paulo: Centro da OMS para Classificação de Doenças em Português - USP, 1980. v. 1

OUELLETTE, N.; BOURBEAU, R. Changes in the age-at-death distribution in four low mortality countries: A nonparametric approach. **Demographic Research**, v. 25, n. 19, p. 595–628, 9 set. 2011.

PAMPEL, F. C. Cigarette Use and the Narrowing Sex Differential in Mortality. **Population and Development Review**, v. 28, n. 1, p. 77–104, 2002.

PAMPEL, F. C. Declining Sex Differences in Mortality from Lung Cancer in High-Income Nations. **Demography**, v. 40, n. 1, p. 45–65, 2003.

PASCARIU, M. D. **MortalityLaws: Parametric Mortality Models, Life Tables and HMD**. R package version 1.8.5, 2020. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=MortalityLaws>>

PATHANIA, V. S. Women and the smoking epidemic: turning the tide. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 89, n. 3, p. 162, 1 mar. 2011.

PECHHOLDOVÁ, M. Results and observations from the reconstruction of continuous time series of mortality by cause of death: Case of West Germany, 1968-1997. **Demographic Research**, v. 21, n. 18, p. 535–568, 20 out. 2009.

PECHHOLDOVÁ, M. et al. Reconstructing Long-Term Coherent Cause-of-Death Series, a Necessary Step for Analyzing Trends. **European Journal of Population = Revue Européenne de Démographie**, v. 33, n. 5, p. 629–650, 19 dez. 2017.

PENINA, O.; MESLÉ, F.; VALLIN, J. **Mortality Trends by Causes of Death in the Republic of Moldova, 1965-2020**. Chisinau: Nicolae Testemitanu State University of Medicine and Pharmacy of the Republic of Moldova, Institut National d'Etudes Démographiques, 2022.

PERES, M. F. T. et al. Queda dos homicídios em São Paulo, Brasil: uma análise descritiva. **Revista Panamericana De Salud Publica**, v. 29, n. 1, p. 17–26, jan. 2011.

PERILLO, S. R. Novos caminhos da migração no estado de São Paulo. São Paulo em Perspectiva. v. 10, n. 2, p. 73–82, 1996.

PINHEIRO, P. C. **Mortality differentials in Brazil: an analysis using modal age at death and measures of dispersion**. Belo Horizonte: Universidade Federal de Minas Gerais, 2019.

PRESTON, S. H.; WANG, H. Sex mortality differences in the United States: the role of cohort smoking patterns. **Demography**, v. 43, n. 4, p. 631–646, nov. 2006.

PRIETSCH, S. O. M. et al. Mortalidade por asma em crianças brasileiras de até 19 anos de idade no período entre 1980 a 2007. **Jornal de Pediatria**, v. 88, p. 384–388, out. 2012.

REY, G. et al. Cause-specific mortality time series analysis: a general method to detect and correct for abrupt data production changes. **Population Health Metrics**, v. 9, n. 1, p. 52, 19 set. 2011.

RIFFE, T. et al. **DemoTools: An R package of tools for aggregate demographic analysis.** , 2019. Disponível em: <<https://github.com/timriffe/DemoTools/>>

RIFFE, T.; NEPOMUCENO, M. R.; BASELLINI, U. Mortality Modeling. Em: GU, D.; DUPRE, M. E. (Eds.). **Encyclopedia of Gerontology and Population Aging**. Cham: Springer International Publishing, 2020. p. 1–11.

RIZZI, S.; GAMPE, J.; EILERS, P. H. C. Efficient Estimation of Smooth Distributions From Coarsely Grouped Data. **American Journal of Epidemiology**, v. 182, n. 2, p. 138–147, 15 jul. 2015.

ROGERS, R. G. et al. Social, behavioral, and biological factors, and sex differences in mortality. **Demography**, v. 47, n. 3, p. 555–578, ago. 2010.

ROGERS, R. G.; HACKENBERG, R. Extending epidemiologic transition theory: A new stage. **Social Biology**, v. 34, n. 3–4, p. 234–243, 1 set. 1987.

SALDANHA, R. DE F.; BASTOS, R. R.; BARCELLOS, C. Microdatasus: pacote para download e pré-processamento de microdados do Departamento de Informática do SUS (DATASUS). **Cadernos de Saúde Pública**, v. 35, 16 set. 2019.

SCHÖLEY, J.; WILLEKENS, F. Visualizing compositional data on the Lexis surface. **Demographic Research**, v. 36, n. 21, p. 627–658, 17 fev. 2017.

SCHRAMM, J. M. DE A. et al. Transição epidemiológica e o estudo de carga de doença no Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 9, p. 897–908, dez. 2004.

SHKOLNIKOV, V. M.; ANDREEV, E. M.; BEGUN, A. Gini coefficient as a life table function: Computation from discrete data, decomposition of differences and empirical examples. **Demographic Research**, v. 8, n. 11, p. 305–358, 17 jun. 2003.

SIEGEL, J. S.; SWANSON, D. A. **The Methods and Materials of Demography**. 2. ed. San Diego, California: Elsevier Academic Press, 2004.

SILVA, G. A. E et al. Mortalidade por câncer nas capitais e no interior do Brasil: uma análise de quatro décadas. **Revista de Saúde Pública**, v. 54, 4 dez. 2020.

SILVA, F. S. **Tendências e projeção da mortalidade do município de São Paulo – 1920 a 2100**. Belo Horizonte: UFMG, 2009.

SINGH, A.; KIM, Y. What has contributed to the large sex differentials in lifespan variation and life expectancy in South Korea? **Journal of Biosocial Science**, v. 53, n. 3, p. 396–406, maio 2021.

SIVIERO, P. C. L. **Níveis e padrões do diferencial de mortalidade por sexo no município de São Paulo, 1920 - 2005**. Dissertação de mestrado—Belo Horizonte: Cedeplar - UFMG, 2009.



SIVIERO, P. C. L.; SOUZA, L. G. DE; MACHADO, C. J. Diferenciais de mortalidade por sexo no município de São Paulo em 2005 e 2016: contribuição dos grupos etários e das principais causas de óbito. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 36, p. 1–23, 3 dez. 2019.

SIVIERO, P. C. L.; TURRA, C. M.; RODRIGUES, R. DO N. Diferenciais de mortalidade: níveis e padrões segundo o sexo no município de São Paulo de 1920 a 2005. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 28, p. 283–301, dez. 2011.

SOUZA, M. DE F. M. DE et al. Análise de séries temporais da mortalidade por doenças isquêmicas do coração e cerebrovasculares, nas cinco regiões do Brasil, no período de 1981 a 2001. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 87, p. 735–740, dez. 2006.

SOUZA, L. G.; SIVIERO, P. C. L. Diferenciais de mortalidade entre homens e mulheres: Sul de Minas Gerais, 2002 e 2012. **Cadernos Saúde Coletiva**, v. 23, p. 25–31, mar. 2015.

SUNDBERG, L. et al. Why is the gender gap in life expectancy decreasing? The impact of age- and cause-specific mortality in Sweden 1997–2014. **International Journal of Public Health**, v. 63, n. 6, p. 673–681, 1 jul. 2018.

SUNG, H. et al. Global Cancer Statistics 2020: GLOBOCAN Estimates of Incidence and Mortality Worldwide for 36 Cancers in 185 Countries. **CA: A Cancer Journal for Clinicians**, v. 71, n. 3, p. 209–249, 2021.

TABUTIN, D. et al. Mortality Inequalities and Trends in Low- and Middle-Income Countries, 1990–2015. **Population, English edition**, v. 72, n. 2, p. 221–295, 2017.

THATCHER, A. R. The Long-Term Pattern of Adult Mortality and the Highest Attained Age. **Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)**, v. 162, n. 1, p. 5–43, 1999.

THATCHER, A. R. et al. The compression of deaths above the mode. **Demographic research**, v. 22, p. 505–538, 26 mar. 2010.

THATCHER, A. R.; KANNISTO, V.; VAUPEL, J. W. **The force of mortality at ages 80 to 120**. Odense Monographs on Population Aging 5—Denmark: Odense University Press, 1998.

TIMONIN, S. et al. Disparities in length of life across developed countries: measuring and decomposing changes over time within and between country groups. **Population Health Metrics**, v. 14, p. 29, 2016.

TOWNSEND, N. et al. Cardiovascular disease in Europe: epidemiological update 2016. **European Heart Journal**, v. 37, n. 42, p. 3232–3245, 7 nov. 2016.

TROVATO, F.; HEYEN, N. B. A varied pattern of change of the sex differential in survival in the G7 countries. **Journal of Biosocial Science**, v. 38, n. 3, p. 391–401, maio 2006.

TROVATO, F.; LALU, N. M. Changing sex differences in life expectancy in Australia between 1970 and 1990. **Journal of the Australian Population Association**, v. 14, n. 2, p. 187–200, 1 nov. 1997.

UNITED NATIONS. Sex differentials in survivorship in the developing world: levels, regional patterns and demographic determinants. **Population Bulletin of the United Nations**, Department of International Economic and Social Affairs, Population Division. n. 25, p. 51–64, 1988a.

UNITED NATIONS. Sex differentials in life expectancy and mortality in developed countries: an analysis by age groups and causes of death from recent and historical data. **Population Bulletin of the United Nations**, Department of International Economic and Social Affairs. Population Division. v. 25, p. 65–107, 1988b.

VALLIN, J. Mortalidade, sexo e gênero. Em: **Gênero nos estudos de população**. Coleção Demográficas. 2. ed. Campinas: [s.n.]. p. 15–54.

VALLIN, J.; MESLÉ, F. Les causes de décès en France de 1925 à 1978. **Population (French Edition)**, v. 43, n. 1, p. 165–179, 1988.

VALLIN, J.; MESLÉ, F. Convergences and divergences in mortality: A new approach of health transition. **Demographic Research**, v. S2, p. 11–44, 16 abr. 2004.

VAN DER STEGEN, R. H. M. et al. A Novel Time Series Approach to Bridge Coding Changes with a Consistent Solution Across Causes of Death. **European Journal of Population = Revue Européenne de Démographie**, v. 30, n. 3, p. 317–335, 7 jun. 2014.

VAN RAALTE, A. A.; CASWELL, H. Perturbation analysis of indices of lifespan variability. **Demography**, v. 50, n. 5, p. 1615–1640, out. 2013.

VAUPEL, J. W.; ZHANG, Z.; VAN RAALTE, A. A. Life expectancy and disparity: an international comparison of life table data. **BMJ Open**, v. 1, n. 1, p. e000128, 29 jul. 2011.

WALDRON, I. Sex differences in human mortality: The role of genetic factors. **Social Science & Medicine**, v. 17, n. 6, p. 321–333, 1 jan. 1983.

WALDRON, I. The contribution of smoking to sex differences in mortality. **Public Health Reports**, v. 101, n. 2, p. 163–173, 1986.

WALDRON, I. Patterns and causes of gender differences in smoking. **Social Science & Medicine (1982)**, v. 32, n. 9, p. 989–1005, 1991.

WALDRON, I.; MCCLOSKEY, C.; EARLE, I. Trends in gender differences in accidents mortality: Relationships to changing gender roles and other societal trends. **Demographic Research**, v. S4, n. 17, p. 415–454, 17 nov. 2005.

WALDVOGEL, B. C.; FERREIRA, C. E. DE C. Estatísticas da vida. **São Paulo em Perspectiva**, v. 17, p. 55–66, dez. 2003.

WHO. **Reference Guide - International Classification of Diseases Eleventh Revision (ICD-11)**. Geneva: World Health Organization, 2022. v. 1

WILMOTH, J. R. Demography of longevity: past, present, and future trends. **Experimental Gerontology**, v. 35, n. 9–10, p. 1111–1129, dez. 2000.

WILMOTH, J. R.; HORIUCHI, S. Rectangularization revisited: Variability of age at death within human populations\*. **Demography**, v. 36, n. 4, p. 475–495, 1 nov. 1999.

WISSER, O.; VAUPEL, J. W. **The sex differential in mortality: a historical comparison of the adult-age pattern of the ratio and the difference**. Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research, jun. 2014.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Global status report on noncommunicable diseases 2014**. [s.l.] World Health Organization, 2014.

YANG, S. et al. The changing gender differences in life expectancy in Korea 1970-2005. **Social Science & Medicine (1982)**, v. 75, n. 7, p. 1280–1287, out. 2012.

ZARULLI, V.; LINDAHL-JACOBSEN, R.; VAUPEL, J. W. Onset of the old-age gender gap in survival. **Demographic Research**, v. 42, n. 25, p. 727–740, 2020.

ZUREICK, S. M. **Certainty in Timing of Death: A New Analysis of Shifting Mortality and Life Span Disparity**. Berkeley: University of California, 2010.