

**ANA PAULA BELON LIMA**

**MORTALIDADE E EXPECTATIVA DE VIDA:  
tendências e desigualdades sociais**

**Campinas  
2011**



**ANA PAULA BELON LIMA**

**MORTALIDADE E EXPECTATIVA DE VIDA:  
tendências e desigualdades sociais**

**Tese de Doutorado apresentada à  
Faculdade de Ciências Médicas da  
Universidade Estadual de Campinas para  
obtenção do título de Doutor em Saúde  
Coletiva. Área de concentração em  
Epidemiologia.**

**Orientadora: Profa. Dra. Marilisa Berti de  
Azevedo Barros**

**Campinas  
2011**

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA  
**BIBLIOTECA DA FACULDADE DE CIÊNCIAS MÉDICAS DA UNICAMP**

Bibliotecário: Rosana Evangelista Poderoso – CRB-8ª / 6652

L628m Lima, Ana Paula Belon  
Mortalidade e expectativa de vida: tendências e desigualdades  
sociais / Ana Paula Belon Lima. Campinas, SP: [s.n.], 2011.

Orientador: Marilisa Berti de Azevedo Barros  
Tese (Doutorado) Universidade Estadual de Campinas. Faculdade  
de Ciências Médicas.

1. Mortalidade. 2. Expectativa de vida. 3. Desigualdades em  
saúde. 4. Gênero e saúde. 5. Epidemiologia. I. Barros, Marilisa  
Berti de Azevedo. II. Universidade Estadual de Campinas.  
Faculdade de Ciências Médicas. III. Título.

Título em inglês: Mortality and life expectancy: trends and social inequalities

- Keywords:
- Mortality
  - Life expectancy
  - Health inequalities
  - Gender and health
  - Epidemiology

**Titulação: Doutor em Saúde Coletiva**  
**Área de concentração: Epidemiologia**

**Banca examinadora:**

**Prof.<sup>ª</sup> Dr.<sup>a</sup>. Marilisa Berti de Azevedo Barros**  
**Prof. Dr. Chester Luiz Galvão Cesar**  
**Prof. Dr. Jarbas Barbosa da Silva Júnior**  
**Prof. Dr. Jair Licio Ferreira Santos**  
**Prof. Dr. Carlos Correa**

**Data da defesa: 17-02-2011**

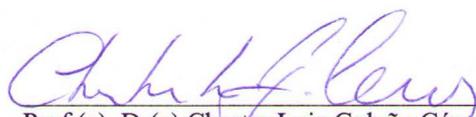
## Banca examinadora de Tese de Doutorado

Aluno(a): Ana Paula Belon Lima

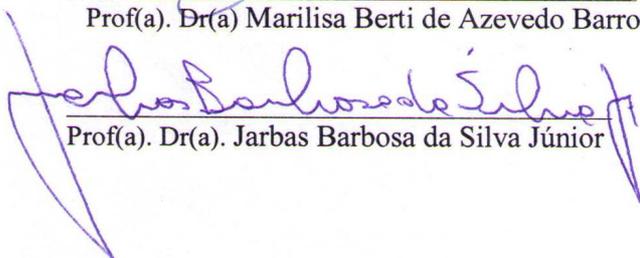
Orientador: **Prof.(a). Dr.(a).** Marilisa Berti de Azevedo Barros



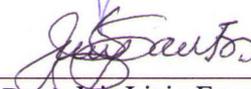
Prof(a). Dr(a) Marilisa Berti de Azevedo Barros



Prof.(a). Dr(a) Chester Luiz Galvão César



Prof(a). Dr(a). Jarbas Barbosa da Silva Júnior



Prof.(a). Dr(a). Jãir Lício Ferreira Santos



Prof.(a). Dr(a). Carlos Roberto Silveira Corrêa

Curso de Pós-Graduação em Saúde Coletiva da Faculdade de Ciências Médicas da Universidade Estadual de Campinas.

Data: 17/02/2011



## AGRADECIMENTOS

À Professora Marilisa Berti de Azevedo Barros, minha orientadora, com quem tive o imenso privilégio de aprender, meus sinceros agradecimentos pela confiança demonstrada e pelo estímulo à independência científica.

À CAPES pela concessão da bolsa de estudos.

Aos meus professores do programa de Pós-Graduação por terem contribuído com o meu desenvolvimento científico.

A todos os meus companheiros da Pós e do CCAS pelas conversas estimulantes e pelo incentivo.

A Cristina Restitutti e a Solange Almeida pelo aprendizado que me proporcionaram em nossos encontros do Boletim.

Aos meus queridos, Joice Melo Vieira, Gláucia Marcondes e Humberto Correa, pela amizade sincera e pelos conselhos valiosos.

Às minhas grandes amigas, Letícia Marín-León e Priscila Stolses Bergamo Francisco, pelo acolhimento, por todo suporte e pelas palavras de encorajamento e alento.

À minha mãe, por ter enfrentado todas as dificuldades e vicissitudes da vida para me proporcionar estudo de qualidade. A ela, minha eterna gratidão por ter acreditado no sonho de meu ingresso na universidade pública. Mãe, esta vitória também é sua!

E ao meu esposo, Bruno, por todo amor, felicidade e cumplicidade, por ter sido sempre o meu porto seguro nos momentos mais difíceis ao longo desta trajetória e por preencher minha vida com muitos carinhos e risos.



## RESUMO

A mortalidade no país apresenta tendência de queda e, em consequência, a expectativa de vida ao nascer ( $e_0$ ) se amplia. Todavia, estas mudanças não se manifestam uniformemente em todas as idades, causas de morte e em ambos os sexos. Estudos que analisam as desigualdades sociais indicam ainda que o declínio da mortalidade não atinge todos os segmentos socioeconômicos da população com a mesma força e ritmo. Diante destas considerações, o objetivo deste estudo foi avaliar os efeitos da redução da mortalidade no aumento da  $e_0$ , bem como analisar as desigualdades sociais no tempo médio de vida e nos coeficientes de mortalidade no município de Campinas.

Os resultados desta tese são apresentados em três capítulos. No primeiro, *Expectativa de vida ao nascer: impacto das variações na mortalidade por idade e causas de morte no município de Campinas, São Paulo, Brasil*, foram analisadas as contribuições de grupos etários e causas de morte no aumento da  $e_0$  entre 1991, 2000 e 2005. Foram construídas tábuas de mortalidade e aplicado o método de Pollard para mensurar os efeitos da variação da mortalidade na evolução da  $e_0$ . O crescimento da mortalidade por causas externas, entre 1991/2000, ocasionou redução de 1,1 ano, devido, principalmente, ao aumento da mortalidade entre os jovens. As doenças cardiovasculares contribuíram substancialmente para ampliação da  $e_0$  feminina neste período. Entre 2000/2005, as causas externas responderam pelo acréscimo de 2,3 anos na população masculina.

No segundo capítulo, *Redução das desigualdades sociais na expectativa de vida ao nascer em município do Sudeste brasileiro*, avaliou-se a tendência das desigualdades sociais na  $e_0$  entre 2000 e 2005. Utilizando-se abordagem ecológica, as áreas de abrangência dos Centros de Saúde foram agrupadas em três estratos socioeconômicos, definidos a partir de variáveis censitárias de renda e escolaridade. Tábuas de mortalidade foram construídas para cada estrato. Verificou-se que as desigualdades sociais na  $e_0$  reduziram entre 2000/2005, devido ao maior incremento de anos de vida no estrato de baixo nível socioeconômico. Os homens experimentaram os maiores ganhos, diminuindo as distâncias na  $e_0$  entre os sexos.

O terceiro capítulo, *Desigualdade social na mortalidade: diferenças de gênero e nível socioeconômico em município brasileiro*, analisou a magnitude das desigualdades sociais na mortalidade no período de 2004/2008. Empregando a estratificação social das áreas de saúde, foram calculados coeficientes de mortalidade por grupos etários, sexo e causas de morte para cada estrato, e estimados intervalos de confiança de 95% para as razões entre taxas. Registrou-se gradiente social na mortalidade entre os estratos na maioria dos grupos etários, com risco de morte aumentando do estrato Alto para o Baixo. As desigualdades sociais foram significativas em todos os grupos de causas de morte. As maiores desigualdades entre os estratos extremos ocorreram no sexo feminino, exceto para causas externas que foi, entre os homens, 2 vezes superior no Baixo em comparação ao Alto. Apenas a neoplasia de mama apresentou gradiente social invertido.

Estes resultados podem auxiliar na orientação de políticas públicas de saúde visando garantir maior equidade quanto às condições de saúde, provendo atenção, em especial, aos grupos mais vulneráveis da população.

## ABSTRACT

In Brazil, the mortality is declining and, by consequence, life expectancy at birth ( $e_0$ ) is rising. However, these changes do not occur uniformly in all ages, causes of death, and both sexes. Studies that investigate social inequalities also show that the decrease in mortality does not reach all socioeconomic segments of population with the same force and rhythm. Therefore, the aim of this study was to evaluate the effects of the mortality reduction on the increase of  $e_0$ , and also to analyse social inequalities in  $e_0$  and mortality in the city of Campinas.

The results of this thesis are presented in three chapters. In the first chapter, *Life expectancy at birth: impact of mortality changes by age groups and causes of death in the city of Campinas, São Paulo, Brazil*, we analysed the contributions of age groups and causes of death to the increase in life expectancy at birth in 1991/2000 and 2000/2005. We constructed life tables and applied the Pollard's method that measures the effects of the mortality variation on the gain in  $e_0$ . Between 1991/2000, the increase in mortality rates from external causes led to a reduction of 1.1 year, due to, mainly, mortality increase among young. Cardiovascular diseases contributed largely to the increase in female  $e_0$  in this period. Between 2000/2005, reductions in external causes mortality led to a gain in  $e_0$  of around 2.3 years among males.

In the second chapter, *Reduction of social inequalities in life expectancy at birth in a city of Southeastern Brazil*, we investigated the trend of impact of social inequalities on  $e_0$  between 2000 and 2005. Through an ecological approach, the areas of health care units were grouped in three socioeconomic strata, which were defined according to variables of income and educational level in the 2000 Census. Life tables were constructed for each of the three socioeconomic strata. We observed that social inequalities in  $e_0$  reduced between 2000/2005, since the lower socioeconomic level stratum had obtained the largest gain in life years. Males experienced the highest increment, decreasing the gender gap in  $e_0$ .

The third chapter, *Social inequality in mortality: gender and socioeconomic differences in a Brazilian city*, analysed the magnitude of social inequalities in mortality in the period 2004/2008. Using the social stratification of health areas, we calculated mortality rates by age groups, sex and causes of death for each socioeconomic stratum. Rates ratio (RR) and 95% confidence intervals were estimated for low and middle stratum in relation to the highest. In general, age-specific mortality rates had a social gradient with increasing risks of death from higher to lower stratum. The inequalities among strata were statistically significant for all causes of death. The social inequalities between extreme strata were wider among females, except for external causes. Among males, the external causes mortality was 2 times higher in the lower stratum. Only breast cancer had a reversed social gradient.

These findings can contribute in showing a direction for health public policies to assure equity in health conditions, focusing particularly on the vulnerable groups.

# SUMÁRIO

<b>1. INTRODUÇÃO</b>	<b>15</b>
1.1. Estudos de mortalidade: trajetórias e potencialidades	20
1.2. Expectativa de vida ao nascer e evolução das tábuas de mortalidade	27
1.3. Desigualdades sociais na mortalidade	30
1.3.1. Desigualdades, iniquidades e equidade social em saúde	34
1.3.2. Produção de estudos sobre desigualdades sociais na mortalidade no Brasil	37
<b>2. OBJETIVOS</b>	<b>39</b>
2.1. Objetivo geral	41
2.2. Objetivos específicos	41
<b>3. MATERIAL E MÉTODOS</b>	<b>43</b>
3.1. Fontes de dados	45
3.2. Métodos	45
3.2.1. Tábuas de mortalidade	46
3.2.2. Método de decomposição da variação da expectativa de vida ao nascer	47
3.2.3. Estratificação socioeconômica	49
<b>4. RESULTADOS</b>	<b>53</b>
4.1. Artigo 1	55
4.2. Artigo 2	83
4.3. Artigo 3	109
<b>5. DISCUSSÃO E CONCLUSÃO GERAL</b>	<b>137</b>
<b>6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS</b>	<b>151</b>
<b>7. ANEXOS</b>	<b>175</b>



## **1. INTRODUÇÃO**

---



Os padrões e níveis de mortalidade no Brasil ao longo do século XX sofreram profundas mudanças, devido ao acelerado ritmo em que se desenvolveram a transição demográfica (Brito, 2007) e a epidemiológica no país (IBGE, 2010).

A transição demográfica consiste na passagem de altos para baixos níveis de mortalidade e natalidade, produzindo transformações na estrutura etária que se acompanham do envelhecimento populacional (Patarra, 1992). Como há uma defasagem entre o início da redução da mortalidade e o da fecundidade, a fase intermediária é caracterizada por um acelerado crescimento populacional. Iniciada por volta do século XVIII e XIX na Europa Ocidental e na América do Norte (Omran, 1971), a transição demográfica em países em desenvolvimento principiou mais tardiamente, embora o processo tenha ocorrido com maior velocidade. As estatísticas vitais mostram que a experiência brasileira, semelhante à de vários outros países latino-americanos e asiáticos (Brito, 2007), divergem diametralmente das trajetórias dos países europeus, nas quais o ritmo de descenso dos níveis de mortalidade e fecundidade foi lento e gradual (Mackenbach, 1994; Wood e Carvalho, 1994b), tendo consumido até dois séculos para se completar (Omran, 1971). No Brasil, o processo de declínio da fecundidade teria ocorrido em apenas 15 a 20 anos após o início da queda dos níveis de mortalidade (Patarra, 1992).

A diminuição da mortalidade durante a transição demográfica teria sido acompanhada pelas transformações na estrutura de causas de morte (Omran, 1971), embora haja controvérsias se estas mudanças teriam sido causas ou consequências da queda dos níveis de mortalidade (Salomon e Murray, 2002). Com o objetivo de melhor descrever e explicar o componente da mortalidade da transição demográfica e compreender os determinantes e as consequências das mudanças nos padrões de óbitos (Weisz e Gryn, 2009; Salomon e Murray, 2002), Omran (1971) desenvolveu a teoria de transição epidemiológica, a qual responde pela substituição na ordem de importância das doenças infecto-parasitárias, responsáveis por altas taxas de mortalidade que atingia, sobretudo, idades jovens, pelas crônicas não-transmissíveis incidentes nas idades mais velhas, contribuindo para a ampliação da expectativa de vida (Mackenbach, 1994; Omran, 1971). Perante as transformações no quadro de condições de saúde com a reemergência de algumas doenças

infecciosas, e frente às variações entre os países quanto ao ritmo em que as mudanças se operam e à sequência das etapas classificadas por Omran, revisões da teoria de transição epidemiológica resultaram na formulação de novos modelos (Weisz e Gryn, 2009; Paes-Sousa, 2002), como a inclusão de um estágio denominado de *era da idade das doenças degenerativas tardias* (Olshansky e Ault, 1986).

A transição demográfica brasileira pode ser dividida em duas etapas (Brito, 2007). Na primeira, o declínio da mortalidade a partir dos anos 40 e a permanência das taxas de natalidade produziram uma taxa de crescimento populacional bastante elevada e resultaram na maior participação relativa de jovens na estrutura etária. Na segunda etapa, iniciada nos anos sessenta, os níveis de fecundidade começam a reduzir, gerando diminuição do ritmo de crescimento demográfico e progressivo envelhecimento populacional (IBGE, 2010; Brito, 2007).

No Brasil, o acelerado ritmo de redução dos níveis de mortalidade e de transformação da estrutura de causas de morte a partir dos anos 40, embora objeto de contestações (Chackiel e Plaut, 1994), teria sido resultado tanto da transferência de tecnologias de controle e prevenção de doenças, oriundas dos países desenvolvidos, quanto da melhoria das condições socioeconômicas. Para Wood e Carvalho (1994a), a queda dos níveis de mortalidade com reflexos positivos na expectativa de vida ao nascer entre 1940 e 1960 teria ocorrido graças à importação de conhecimentos e tecnologias médicas e de saúde pública. Já a partir dos anos 60, estaria associada ao desenvolvimento econômico da sociedade brasileira com avanços nos indicadores de escolaridade e renda entre 1960 e 1980, bem como à melhoria no padrão de vida da população, alcançada pela ampliação dos sistemas públicos de saúde e de saneamento básico, bem como pelos melhores níveis de nutrição e de vigilância sanitária (Wood e Carvalho, 1994a; Prata, 1992; IBGE, 2010).

Estas transformações na mortalidade influenciaram diretamente a estrutura etária de óbitos. Considerando que a estrutura etária da mortalidade envelhece de forma mais acentuada que a estrutura etária da população (Chackiel e Plaut, 1994), a idade mediana dos óbitos, no país, alterou-se mais rapidamente, aumentando de 46,6 para 59,5 anos para os homens e de 51,9 para 68,8 anos para as mulheres entre 1980 e 2000 (Vasconcelos, 2004), enquanto que a idade mediana da população, estimada em 19,2 em 1950, elevou-se para

20,3 em 1980 e 25,3 anos em 2000, podendo atingir em 2010 o valor de 40,3 anos (Brito, 2008). Estatísticas de mortalidade registram um longo processo de redução da mortalidade infantil e na infância e queda significativa da mortalidade por doenças infecto-parasitárias a partir dos anos 30 e 40 (Simões, 2002; Prata, 1992). A expectativa de vida ao nascer, entre 1940 e 2009, ampliou de 44,9 para 73,1 anos (IBGE, 2010). E estimativas para o ano de 2050 indicam que a expectativa brasileira poderá ser superior a 81 anos (Brito, 2007). As doenças infecto-parasitárias que despontavam como o principal grupo de causas de morte no Brasil, com 45% do total de óbitos ocorridos em 1930 (Camargo e Frias, 2001), passam a responder por menos de 10% nos anos 2000 (IBGE, 2009b). Por outro lado, as doenças cardiovasculares que representavam 12% das mortes em 1930 (Prata, 1992) se tornam a principal causa de morte já nos anos 70 (Camargo e Frias, 2001), respondendo, na década de 2000, por 40% do total registrado (IBGE, 2009b).

No entanto, a melhor situação de saúde delineada pelos indicadores de mortalidade não se refletiu uniformemente em todas as causas de morte, idades e em ambos os sexos. Estudos sobre o aumento da expectativa de vida ao nascer assinalam, entre os anos 90 e a primeira metade dos anos 2000, a contribuição negativa, em termos de acréscimo de anos de vida, dos grupos etários jovens do sexo masculino, ocasionada pelos elevados coeficientes de mortalidade por causas externas (Simões, 2002; Botega et al, 2006; Yazaki, 1990). As neoplasias também figuram, desde os anos 90, entre as doenças que impactam negativamente na expansão do tempo médio de vida (Botega et al, 2006).

Há de se salientar ainda as desigualdades socioeconômicas que assolam a sociedade brasileira e que são responsáveis pelo fato de que regiões, estados e grupos sociais se situam em momentos e fases distintas da transição demográfica e epidemiológica convivendo-se, ainda hoje, com mazelas geradas pelos estágios tanto atrasados, quanto avançados das transições (Brito, 2007; Wood e Carvalho, 1994b; Patarra, 1992). Estudos sobre desigualdades sociais apontam que esta queda da mortalidade não ocorre com a mesma força e no mesmo ritmo em todos os segmentos da população (Schneider et al, 2002; Wood e Carvalho, 1994a; Townsend e Davidson, 1982). São identificados perfis de causas de óbito e riscos de mortalidade diferenciados segundo características socioeconômicas de grupos populacionais, mostrando que a diminuição da mortalidade não

atinge a população de modo generalizado (Barata et al, 2008; Marín-León e Barros, 2003; Duarte et al, 2002b; Drumond e Barros, 1999; Silva et al, 1999). Segmentos da população com piores condições de vida estariam expostos a riscos de mortalidade mais elevados e gozariam de uma menor expectativa de vida ao nascer (Drumond e Barros, 1999; Szwarcwald et al, 1999a).

Frente ao exposto, o interesse deste estudo centra-se no processo de redução da mortalidade e seu impacto no aumento da expectativa de vida, e nas expressões das desigualdades sociais no tempo médio de vida e nos riscos de morte. Para abordar tais temas, serão discutidas de forma sucinta a importância do registro de óbitos e a evolução dos indicadores de mortalidade para mensurar as condições de saúde, com especial ênfase na expectativa de vida ao nascer. Ainda serão discutidas brevemente as características gerais da produção científica acerca das desigualdades sociais em saúde.

### **1.1. Estudos de mortalidade: trajetórias e potencialidades**

Historicamente, a primeira fonte de informação utilizada para mensurar a saúde da população foi o registro de mortes (Barros, 2008; OPAS, 2002). Remonta ao século XVII a origem da utilização de dados de mortalidade como indicadores de saúde, sendo sua trajetória histórica marcada pelo constante movimento de aprimoramento do registro da informação e de construção de novos indicadores e métodos para análises mais sensíveis, precisas e confiáveis.

O primeiro estudo estatístico de mortalidade, realizado por John Graunt na Inglaterra, foi publicado em 1662 (Laurenti, 1991). Neste trabalho de aritmética política, Graunt (1975) empregou dados de mortes por causas e arquitetou as embrionárias tábuas de mortalidade (OPAS, 2002). Mas, foi a partir do século XVIII, devido à efervescência política e social trazida pela revolução industrial, que a produção de estudos sobre a mortalidade se intensificou, dedicando-se à identificação de grupos populacionais expostos a um maior risco de morte, bem como à análise das relações entre as condições desiguais de vida e o processo saúde e doença (Silva e Barros, 2002). Constituem-se expoentes desta época os trabalhos de nosologia desenvolvidos pelo médico e estatístico William Farr que

culminaram na classificação estatística de causas de morte, reconhecida como a base estrutural da atual classificação internacional de doenças (Laurenti, 1991). Outra contribuição de grande importância é a de John Snow que incorporou, à discussão, a preocupação com a distribuição espacial das mortes por cólera na Inglaterra. Ainda no século XIX, surgiram estudos voltados para os determinantes sociais da mortalidade, como são exemplos os trabalhos de René Villermé na França e Friedrich Engels na Inglaterra (Silva e Barros, 2002).

Ao longo do século XX, assistiu-se à ampliação do conceito de saúde e à evolução de indicadores e instrumentos para coletar as diversas subdimensões da saúde do indivíduo (Barros, 2008; McDowell, 2006). Todavia, a produção científica de estudos de mortalidade se mantém expressiva, indicando que o registro de óbitos representa uma valiosa fonte de informação na mensuração da saúde e na tomada de decisões na esfera política (OPAS, 2002; Jorge et al, 2002a; Rouquette e Schwartz, 1970).

Várias são as vantagens apresentadas pelos estudos de mortalidade. Uma primeira razão seria que a própria definição e identificação da morte são mais simples e objetivas quando comparadas às das doenças (McDowell, 2006; Laurenti et al, 1987; WHO, 1970). Ainda, a morte pode ser considerada como a etapa final de um processo que é influenciado por fatores da vida social e psíquica (Krieger, 2001a), sendo que a duração da vida consiste na expressão sintética das condições de vida e saúde.

No campo operacional, a importância dos estudos de mortalidade é reforçada frente às atrativas propriedades dos registros de morte, destacando-se a obrigatoriedade do registro do atestado de óbito que torna a cobertura da fonte de dados geralmente completa na maioria dos países (McDowell, 2006), bem como a padronização internacional do sistema de classificação das causas de morte e do documento de coleta de informações (declaração de óbito) que viabilizam análises comparativas.

No Brasil, o sistema de informação de mortalidade tem obtido significativos avanços. A preocupação com o registro de eventos vitais no país percorre uma longa trajetória, iniciada no século XIX (Silveira e Laurenti, 1973). A partir de 1870, foi sancionada uma série de atos que instituiu e regulamentou a coleta de dados no registro civil, substituindo as fontes paroquiais da Igreja Católica (Laurenti et al, 1987). No entanto, diante das falhas no

Registro Civil na coleta dos dados (Silveira e Laurenti, 1973), implantou-se o primeiro sistema de informações de saúde em 1975. Instituído pelo Ministério de Saúde, o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) tornou-se responsável pela coleta, processamento e disseminação dos dados de óbitos (Ripsa, 2008). Desse modo, desde 1979, estão disponíveis dados consolidados nacionalmente (Ripsa, 2008). A expansão das fontes de estatísticas vitais, nos anos 80 e 90, permitiu ainda a obtenção de dados no nível municipal (Almeida e Alencar, 2000). Ainda cabe destacar os importantes avanços no SIM, tanto do ponto de vista quantitativo, com ampliação de sua cobertura reduzindo problemas de subnotificação de óbitos, quanto qualitativo com melhorias no preenchimento das variáveis, como a diminuição de campos da declaração de óbito com informações ignoradas ou não preenchidas e decréscimo percentual de óbitos registrados com causas mal definidas (Jorge et al, 2007; Laurenti et al, 2005; Haraki et al, 2005).

Adicionalmente, o aprimoramento do sistema de informações tem sido uma constante preocupação, sendo que os esforços de inúmeros acadêmicos e profissionais de saúde em corrigir eventuais falhas de cobertura e de qualidade da informação do registro resultaram na redução progressiva da porcentagem de óbitos com má declaração de causa de morte e no melhor preenchimento das variáveis (Jorge et al, 2002a; Almeida e Alencar, 2000).

No processo de produção de estudos de mortalidade, assiste-se a transformações no campo metodológico com o desenvolvimento de novos indicadores e técnicas, bem como a diversificação dos referenciais teóricos com a incorporação de novos e o resgate de antigos aportes.

A evolução dos indicadores de mortalidade tem sido marcada pelo aperfeiçoamento da coleta das informações, pelo movimento de abarcar novas dimensões da saúde e de captar as mudanças na dinâmica demográfica e epidemiológica, alinhada aos importantes avanços metodológicos e analíticos que tornaram os indicadores mais complexos (OPAS, 2002; McDowell, 2006).

Os denominados indicadores clássicos de mortalidade foram extensamente utilizados, sendo a principal forma de mensurar as condições de saúde da população até os anos 60 e 70 na maioria dos países. Uma primeira sistematização destes indicadores, com a finalidade de garantir comparações internacionais do nível de saúde da população, ocorreu no âmbito

da Organização Mundial da Saúde em 1957. A recém-criada OMS recomendava, naquele ano, através do Informe Técnico nº 137 (WHO, 1957), o emprego dos três seguintes indicadores convencionais de mortalidade: as taxas brutas de mortalidade, a expectativa de vida, e a *Razão de Mortalidade Proporcional* ou *Indicador Swaroop e Uemura* (Swaroop e Uemura, 1957).

Outro indicador clássico é o chamado *Anos Potenciais de Vida Perdidos* (APVP). Introduzido por Dempsey em 1947 (Kerr-Pontes e Rouquayrol, 2003), o APVP tinha como finalidade expressar o impacto da mortalidade prematura, uma vez que indicadores de mortalidade tradicionais não valorizavam o peso das mortes precoces (Laurenti et al, 1984).

É importante mencionar duas importantes contribuições brasileiras na invenção de indicadores de mortalidade, ainda que estas medidas clássicas tenham sido utilizadas apenas no âmbito nacional (Laurenti, 2006). Com base nas recomendações da OMS, a saber a disponibilidade de dados, simplicidade técnica, sinteticidade, entre outros requisitos (WHO, 1957), em 1959, Nelson de Moraes construiu uma variante brasileira do Indicador Swaroop e Uemura, chamada de *Curva de Mortalidade Proporcional* (Laurenti, 2006). Partindo deste indicador, nos anos 70, Guedes e Guedes (1973) propuseram uma quantificação dos pontos da curva com pesos diferenciados a cada grupo etário, visando facilitar as comparações.

Agregaram-se, a estes indicadores convencionais, outras medidas e métodos que possibilitaram a produção de estimativas mais sensíveis, precisas e confiáveis (Laurenti et al, 1987). Especial atenção deve ser dada ao desenvolvimento de técnicas indiretas a partir dos anos 60 que possibilitaram obter estimativas desagregadas por regiões e subgrupos populacionais, corrigindo as deficiências de captação e de qualidade das informações nos registros de eventos vitais nos países, sobretudo, nos em desenvolvimento (Wood e Carvalho, 1994a; WHO, 1970). A aplicação de técnicas de padronização dos dados de óbitos, controlando a influência da composição etária da população, também consiste num inegável avanço ao permitir comparações diretas, no tempo e espaço, dos níveis de saúde das populações.

Outro crucial avanço se refere à ampliação do uso de computadores entre os anos 60 e 70, uma vez que viabilizou a implementação de bancos de dados com maior capacidade de

armazenamento, propiciando, inclusive, o aprimoramento dos sistemas de estatísticas vitais, além de ter facilitado o tratamento e as análises das informações, e o monitoramento da situação da saúde. A expansão da rede de computadores estimulou ainda a criação de programas exclusivos para análise da situação epidemiológica e de novos métodos, com estratificações das variáveis, técnicas de controle de confundimento, modelos de simulação, métodos de regressão multivariada, abordagem multinível ou hierárquica, por exemplo (Almeida Filho, 2003; Krieger, 2001a; Diez-Roux, 2000; WHO, 1970). Na era da informática, também foram desenvolvidas técnicas de concatenação (*linkage*) das fontes de dados que propiciaram análises de coorte, obtendo, desse modo, maior detalhamento do comportamento da mortalidade (Almeida e Jorge, 1996).

Com o surgimento do conceito de mortes evitáveis na década de 70, foram propostos indicadores que vinculavam dados de mortalidade com questões relativas à qualidade da atenção à saúde prestada pelo sistema de saúde. Originalmente desenvolvido por Rutstein et al (1976), o conceito de evitabilidade designa óbitos que não deveriam ocorrer mediante a presença de assistência à saúde com intervenções efetivas. As causas de morte foram classificadas de acordo com as áreas de saúde em que caberia atuação na prevenção e foram divulgadas no formato de listas, as quais passam, desde sua primeira versão, por periódicas revisões frente à evolução do conhecimento e ao desenvolvimento de tecnologias médicas (Malta et al, 2007; Abreu e Rodrigues, 2000). Os indicadores de evitabilidade tinham como objetivo avaliar o desempenho dos serviços de saúde, estimando a efetividade das ações propostas pelo setor saúde.

Ainda, nos anos 60, emergiu o conceito de expectativa de vida saudável (Sanders, 1964), num cenário no qual, frente ao prolongamento da expectativa de vida, a preocupação era em estimar se estes anos adicionais seriam vividos em boas condições de saúde (Laurenti et al, 1987). A partir desse momento, verifica-se o surgimento das chamadas medidas-resumo da saúde da população (*Summary Measures of Population Health*) que associam dados de mortalidade e morbidade e incapacidade (Laurenti, 2006) O primeiro método foi desenvolvido, nos anos 70, por Sullivan (1971). O método de Sullivan (1971) conjuga informações de mortalidade e morbidade com o propósito de estimar a vida média

livre de incapacidade funcional. Mas, além desta, outras medidas de saúde foram aplicadas no método, como é o caso da auto-avaliação em saúde.

Nos anos 90, sob o patrocínio do Banco Mundial e da OMS, foi desenvolvido o *Daly* (Disability-Adjusted Life Years) que, ao combinar dados de mortalidade e morbidade, media a carga da doença (Almeida Filho, 2000). Os *Anos de Vida Perdidos Ajustados para Incapacidade*, expressão da integração entre os indicadores Anos de Vida Perdidos e Anos Vividos com Incapacidades, sintetiza o impacto das mortes prematuras e dos anos vividos com alguma incapacidade.

Também, em relação à expectativa de vida, foram elaborados outros métodos. A redução dos níveis de mortalidade e a mudança da estrutura de causas de morte, associada ao aumento da expectativa de vida ao nascer, despertou interesse de alguns estudiosos em mensurar o impacto das doenças e faixas etárias na expectativa de vida, desenvolvendo métodos cujas construções foram baseadas em tábuas de mortalidade, como a tábua de múltiplo decremento nos anos 60 (Namboodiri e Suchindran, 1987) e métodos de decomposição da variação da expectativa de vida ao nascer na década de 80 (Pollard, 1982; Arriaga, 1984). Ainda, foram incorporados indicadores para analisar tendências da mortalidade e desigualdades nos riscos de morte, como a razão entre taxas e o risco atribuível populacional, entre vários outros (Schneider et al, 2002).

Estes foram alguns dos principais avanços na mensuração da mortalidade, sinalizando a emergência de uma nova era de indicadores mais sensíveis e sofisticados, beneficiados pelo maior arsenal tecnológico e pela existência de fontes de dados mais fidedignas à realidade epidemiológica.

Na dimensão dos referenciais teóricos, os estudos de mortalidade se diversificaram recentemente, não apenas com o alargamento das fronteiras com a introdução de novas bases conceituais (Almeida Filho, 2003), mas também com a retomada da preocupação com a dimensão social no processo saúde-doença. É a partir dos anos 60 na América Latina que há uma intensa produção científica voltada para as relações entre condições de vida e saúde (Nunes, 2006; Breilh e Granda, 1986). Na arena internacional, o interesse pela análise das desigualdades sociais em saúde é renovado com a divulgação da pesquisa *Black Report* nos anos 80 (Silva e Barros, 2002).

Sob orientação de diversas correntes de pensamento, os estudos das desigualdades sociais na mortalidade diversificaram quanto à adoção das variáveis socioeconômicas, analisando ocupações, classes sociais, rendimentos, escolaridade, posse de bens, entre outros recortes analíticos, além das medidas globais de determinadas unidades geográficas, como cobertura da rede de água e esgoto. Ainda ampliaram-se os eventos e indicadores de mortalidade investigados, com análises, por exemplo, sobre causas específicas de morte e mortes evitáveis (Santos et al, 1984). Também se diversificaram em relação ao tipo de desenho de estudo e as abordagens, acrescentando, às análises de natureza descritiva, estudos ecológicos e longitudinais (Silva e Barros, 2002; Schneider et al, 2002). Outra inovação foi em relação à vinculação das fontes de dados para composição de coorte, analisando a conexão entre fatores sociais e os riscos de morte (Morais Neto e Barros, 2000).

Neste campo, o intenso debate acerca da influência dos determinantes sociais, balizado por hipóteses concorrentes, é fomentado ainda pelo emprego de novas técnicas de mensuração das disparidades e de ferramentas estatísticas que viabilizam analisar as associações entre as variáveis e testá-las. Um recente avanço no campo das ferramentas estatísticas são os modelos hierárquicos que permitem incorporar modelos explicativos ao dimensionar o impacto de variáveis socioeconômicas e comportamentais sobre a saúde, explorando as relações entre as variáveis de diferentes níveis analíticos e avaliando os efeitos de modificação e de interação que ocorrem entre estas (Cockerham, 2008; Krieger, 2001a; Startield e Shi, 1999).

Questionamentos acerca da qualidade dos dados e da adequação dos métodos (Mackenbach, 2002) estimularam a produção de textos no formato de manuais metodológicos sobre a mensuração das desigualdades em saúde, como os de Schneider et al (2002), Kawachi e Kennedy (1997) e Wagstaff et al (1991), os quais apresentam as potencialidades e limitações dos indicadores com o propósito de orientar o cálculo de estimativas mais confiáveis.

A diversificação de estudos de mortalidade também ocorre com a introdução de aportes teóricos e metodológicos oriundos das Ciências Sociais e Geografia. Verifica-se a crescente publicação de estudos que utilizam os referenciais teóricos dos sociólogos Émile

Durkheim sobre coesão social (Berkman, 2000; Kushner e Sterk, 2005) e de Pierre Bourdieu sobre capital social (Cockheram, 2008). Destaca-se ainda importação de conceitos da Geografia em estudos sobre a distribuição espacial da mortalidade e a utilização de instrumentos de geoestatística, especialmente nos anos recentes.

## **1.2. Expectativa de vida ao nascer e evolução das tábuas de mortalidade**

A expectativa de vida ao nascer consiste num importante indicador sintético do nível da mortalidade e é de fácil interpretação, representando o número médio de anos a serem vividos por um recém-nascido, se mantidas as condições de mortalidade existentes na população em determinado ano. Como o incremento de anos na expectativa de vida ao nascer sugere melhores condições de vida e de saúde, o monitoramento dos indicadores e as análises comparativas são extensamente realizadas.

A estimativa da expectativa de vida ao nascer é obtida a partir das tábuas de mortalidade, as quais oferecem a mais completa descrição estatística da mortalidade. Embora a expectativa de vida seja a função da tábua de mortalidade mais utilizada, o método oferece outras medidas, como as que descrevem a proporção de crianças que poderão sobreviver ao primeiro e quinto ano de vida, as probabilidades de sobrevivência entre duas idades e a expectativa de vida na idade exata.

A tábua de mortalidade é um esquema teórico que utiliza as probabilidades de morte e de sobrevivência, em função da idade, de uma população, sintetizando a experiência de mortalidade de uma coorte. As tábuas de mortalidade podem ser de dois tipos: a de *geração* ou *coorte*, e a *corrente* ou *convencional*. A tábua de mortalidade de geração é construída a partir da experiência da mortalidade de um grupo real de indivíduos, realizando o seguimento da coorte, desde o seu nascimento até a sua extinção total (Paes, 1982). A tábua de mortalidade corrente parte do pressuposto da população estacionária e emprega dados relativos a um grupo hipotético de indivíduos. Ou seja, baseia-se nas condições de mortalidade registradas durante um dado período de tempo a que estão submetidas todas as gerações de uma população real (Araújo, 2001). As tábuas de geração ou corrente variam conforme a extensão do intervalo de idades, sendo chamadas de *completas* ou *abreviadas*.

Nas completas, os dados se referem a cada ano de idade, enquanto que, nas abreviadas, as funções são calculadas por grupos de idade, geralmente quinquenais ou decenais (Namboodiri e Suchindran, 1987).

A principal vantagem das tábuas de mortalidade é que suas medidas não refletem efeitos da distribuição etária da população, podendo ser comparadas diretamente em perspectivas temporais e espaciais (Shryock e Siegel, 1971). O método ainda é interessante devido às características da própria expectativa de vida ao nascer, como descrito acima.

Remonta ao século XVII a origem das tábuas de mortalidade. Atribui-se a John Graunt (1620-1674) o pioneirismo na elaboração da tábua de mortalidade, elaborada sob o rigor da metodologia científica (Paes, 1982). As tábuas de mortalidade de Graunt, desenvolvidas com dados oriundos dos registros de batismo e funerais da cidade de Londres, foram publicadas, em 1662, sob o título “Natural and Political Observations Made Upon the Bills of Mortality” (Graunt, 1975). Um segundo marco importante na trajetória histórica deste método se deve ao matemático e astrônomo Edmund Halley (1656-1742). Utilizando dados paroquiais de Breslau, na Polônia (Nazareth, 1996), as tábuas de mortalidade construídas por Halley, em 1693, já apresentava a maioria das funções matemáticas em uso atualmente (Paes, 1982). A estes pioneiros, sucedem outros autores que contribuíram para a evolução da tábua de mortalidade, sobretudo, da escola francesa de Aritmética Política do século XVIII, como Buffon (1707-1788) e Deparcieux (1703-1768) (Szmrecsányi, 1999). Segundo Shryock e Siegel (1971), cabe à Milne a construção da primeira tábua de mortalidade considerada cientificamente correta, na qual foram utilizados dados de óbito e de população exposta ao risco de morte, classificados por idade. As tábuas foram elaboradas com dados de 1779 a 1787 obtidos de paróquias de Carlisle, na Inglaterra, sendo divulgadas em 1815.

Com o passar do tempo, as tábuas de mortalidade se sofisticaram e foram incorporadas por diversas áreas do conhecimento, como a demografia, a estatística, a epidemiologia e as ciências biológicas em geral, passando também a ser usadas para os cálculos dos gastos com o sistema previdenciário (Paes, 1982; Shryock e Siegel, 1971; Namboodiri e Suchindran, 1987).

A capacidade da expectativa de vida ao nascer em sintetizar a experiência da mortalidade somada à evolução das tábuas de mortalidade impulsionou a produção de estudos comparativos, investigados sob diferentes ângulos. Diversos trabalhos descreveram a expectativa de vida ao nascer de unidades político-administrativas, analisando a tendência temporal do indicador ou comparando com outras localidades (Bonneux et al, 2010). Outros estimaram as desigualdades do tempo médio de vida entre os sexos (Meslé, 2004), entre pessoas de diferentes raças (Harper et al, 2007; Murray et al, 2006), entre áreas com perfis socioeconômicos distintos no interior de um país, estado ou município (Pearce e Dorling, 2006; Singh e Siahpush, 2006), entre grupos populacionais definidos segundo classe social, ocupação, renda e/ou escolaridade (Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Donkin et al, 2002).

Paralelamente à diversificação dos recortes analíticos, outros modelos de tábuas de mortalidade foram elaborados. Com base nas técnicas das tábuas de mortalidade de decremento simples, foram desenvolvidas tábuas de múltiplo decremento a partir da teoria de riscos competitivos (Paes, 1982; Namboodiri e Suchindran, 1987; Santos et al, 1984) e métodos de decomposição da diferença da expectativa de vida (Pollard, 1982; Arriaga, 1984).

Embora o interesse em estimar o efeito na mortalidade caso uma doença fosse erradicada date do século XVIII, apenas no século XX foram delineadas as tábuas de múltiplo decremento que permitem estimar a variação na expectativa de vida com a eliminação hipotética de uma dada causa de morte ou grupo de causas (Paes, 1982). No Brasil, são exemplos de pesquisas que aplicaram este método o estudo de Paes (1982) com dados de Recife de 1979 para grandes grupos de causas de morte, de Santos et al (1984) com análises para o país como um todo para causas evitáveis, e de Barboni e Gotlieb (2004) que empregaram estatísticas de causas de morte referentes aos municípios de Salvador e São Paulo do ano de 1996.

Os métodos de decomposição da variação da expectativa de vida foram desenvolvidos a partir do interesse em analisar os efeitos das variações na mortalidade no aumento da expectativa de vida ao nascer num determinado período, mensurando a contribuição de grupos etários e causas de morte nos ganhos de anos de vida. Estudiosos passaram a

investigar a relação entre os incrementos de anos no tempo médio de vida ao nascer e os comportamentos dos riscos de morte segundo grupos etários e causas de morte, como no caso da população masculina em que a expectativa de vida ao nascer aumentou ao mesmo tempo em que os índices de mortalidade entre homens jovens e adultos se elevaram (Pollard, 1982; Arriaga, 1984). Empregando estes métodos, vários estudos explicaram a mudança da expectativa de vida ao nascer a partir de contribuições positivas e negativas de grupos etários e causas de morte (Botega et al, 2006; Yoshinaga, Une, 2005; Klenk et al., 2007; Conti et al, 2003).

### **1.3. Desigualdades sociais na mortalidade**

A existência de gradiente social na mortalidade envolvendo todos os segmentos da sociedade é fato indiscutível na comunidade científica, tendo sido acumuladas inúmeras evidências de que a população mais carente apresenta os piores indicadores de saúde, como maior mortalidade infantil e menor expectativa de vida (Barata, 2005; Wilkinson, 1997; Townsend e Davidson, 1982; Wilkinson e Marmot, 2003; Lynch et al, 2001). Sob diversos enfoques analíticos e metodológicos e circunscritos em diferentes conjunturas históricas, os estudos têm assinalado os efeitos perversos das desigualdades sociais na mortalidade dos segmentos da população mais pobres e vulneráveis.

A linha de investigação das desigualdades sociais na mortalidade descreve uma longa trajetória histórica, iniciada já no final do século XVIII (Almeida Filho, 2003). Durante o século XIX, destacaram-se a investigação de René Villermé na França que contemplava as condições de vida e de saúde da classe operária, o estudo conduzido por Friedrich Engels, na Alemanha, intitulada *As condições da classe trabalhadora na Inglaterra em 1844*, a pesquisa do inglês William Farr sobre as desigualdades de mortalidade segundo classes sociais, além do estudo sobre a tifo do médico alemão Rudolf Virchow que concluiu que as causas da doença eram essencialmente de natureza social e política (Silva e Barros, 2002; Almeida Filho, 2003).

No entanto, com o repúdio da ciência médica à aproximação da medicina com os movimentos de contestação que emergiram com as revoluções que eclodiram a partir de

1848 na Europa (Müller e Milles, 2006) e com o avanço das pesquisas no campo da fisiologia, patologia e bacteriologia no final do século XIX, o modelo explicativo bacteriológico tornou-se hegemônico, relegando a segundo plano os estudos epidemiológicos de cunho social e político com registro de poucos estudos neste tema (Cockheram, 2008; Silva e Barros, 2002; Barata, 2005). Essa era bacteriológica perdurou até os anos 70 do século XX, sendo, no entanto, entrecortada por poucas mas importantes pesquisas no tema das desigualdades sociais em saúde (Silva e Barros, 2002). Durante este período, os estudos de mortalidade somente incorporavam as características socioeconômicas no sentido de controlar possíveis confundimentos, sendo reduzidas à dimensão de meros atributos descritivos (Silva e Barros, 2002; Macintyre et al, 1993). E, na produção de pesquisas inseridas no escopo da teoria de germe e nos modelos de multicausalidade, as características sociais, econômicas, culturais e demográficas eram consideradas como algumas das causas presentes no meio-ambiente, seja no ambiente físico ou no biológico (Barata, 2005).

Somente a partir da segunda metade do século XX é que se retomam as explicações sociais do processo saúde-doença. O principal fator explicativo para esta maior produção de pesquisas é a acentuação das desigualdades sociais a partir dos anos 70 (Cockerham, 2008). No Brasil, assim como na América Latina, esta renovação do interesse foi motivada, principalmente, pela conjuntura político-econômica dos anos 60, marcada pelo esgotamento da teoria da modernização, em vista da crescente desigualdade social no país, e pela forte atuação de movimentos sociais de luta por direitos civis (Nunes, 1992; Barata, 2005). Nos anos 70, a busca pela construção de modelos explicativos de determinação social que suplantassem o modelo multicausal (Nunes, 1992) levou muitos estudiosos a assumir a perspectiva do materialismo histórico do marxismo (Nunes, 2006; Silva e Barros, 2002; Breilh e Granda, 1986). No cenário internacional, a investigação das desigualdades sociais foi novamente impulsionada com a publicação do Black Report na Inglaterra em 1980, o qual se tornou um importante marco na produção científica, estimulando o desenvolvimento de novos estudos.

Na Epidemiologia, o vasto e rico conjunto dos estudos sobre as desigualdades sociais em saúde pode ser analisado a partir das diversas escolas, como a eco-epidemiologia de

Susser e Susser, a abordagem da produção social da doença de Breilh e Laurell, e a perspectiva do curso de vida, entre outras (Barata, 2005; Krieger, 2001a; Barreto, 1998). Diante da diversidade presente nesta literatura, vários autores propuseram sistematizações para compreender os referenciais teóricos, apontando suas proposições, alcances e limitações.

Gwatkin (2000), por exemplo, sintetizou a investigação das desigualdades sociais em saúde em três enfoques analíticos. O primeiro, voltado à relação da pobreza, relativa ou absoluta, com a saúde, defenderia ações para melhorar as condições de saúde dos mais pobres e para resgatar os socialmente excluídos do processo de marginalização. O segundo, preocupado com as desigualdades em saúde, estaria orientado para reduzir as distâncias entre ricos e pobres. E o terceiro, por fim, focaria nas iniquidades em saúde, apontando as injustiças quanto às desigualdades sociais nas condições de saúde.

Para Adler e Ostrove (1999), os estudos sobre o tema podem ser divididos em três eras. A primeira, denominada Era da Pobreza, perdurou até os anos 80. Nesse período, características socioeconômicas da população eram utilizadas simplesmente como variáveis descritivas. A medida mais utilizada era a pobreza e supunha-se que o aumento da renda abaixo da linha de pobreza contribuiria para melhorar o nível de saúde da população. A segunda era vigorou durante uma década e, por isso, é denominada a Década do Gradiente. A partir do estudo Whitehall que apontava um gradiente dos níveis de saúde na hierarquia das ocupações, inúmeros estudos passaram a investigar as relações entre as desigualdades sociais e a saúde e mortalidade. A Década dos Mecanismos se instaura a partir de 1995, com a maior preocupação dos estudiosos em analisar os mecanismos que explicam as desigualdades sociais em saúde.

Quanto a esta fase dos mecanismos, são considerados fundamentais dois paradigmas que procuram explicar como as desigualdades sociais afetam a saúde, a saber: a materialista e a psicossocial (Barreto, 1998). A corrente materialista, desenvolvida no século XIX, define que as desigualdades na saúde são resultado do acúmulo diferencial de exposições ao longo da vida, as quais têm como origem o mundo material. Haveria um gradiente na relação entre posição socioeconômica e acesso a condições materiais, como moradia, alimentação e a bens em geral (por exemplo, automóvel, telefone e planos de saúde)

(Kawachi et al, 2002). Esta relação impactaria sobre a saúde e geraria as desigualdades sociais na saúde. Em suma, esta corrente assume que as causas estruturais e materiais das desigualdades engendram o gradiente social na mortalidade.

No entanto, com a redução da pobreza absoluta, o aumento das doenças crônicas e a persistência das desigualdades, um novo paradigma se tornou necessário, surgindo assim, nos anos 70, a corrente psicossocial (Barreto, 1998). Para esta, o principal mecanismo que explica a associação entre a desigualdade de renda e a mortalidade é o ambiente psicossocial. Partindo do modelo ecológico agente–hospedeiro–meio-ambiente, a corrente associa a vulnerabilidade às doenças ao estresse físico e psicológico (Krieger, 2001b). O meio-ambiente social, com seus fatores estressores, alteraria a susceptibilidade do hospedeiro ao afetar a função neuroendócrina. Situar-se numa posição inferior na hierarquia socioeconômica de uma sociedade ou viver em condições precárias – ambas situações determinadas pela renda em termos relativos – causaria estresse que, por sua vez, exerceria, de forma direta ou indireta, efeitos nocivos sobre a saúde, produzindo as desigualdades sociais na saúde (Smits e Monden, 2009; Meara et al, 2008; Wilkinson e Pickett, 2006; Dwyer, 2005; Wilkinson, 1992; Wilkinson 1999). As consequências destes eventos estressores se manifestariam na maior susceptibilidade do organismo e na adoção de comportamentos não saudáveis, como consumo de drogas e exposição à violência (Krieger, 2001a). Uma vez que a teoria se concentra na questão da renda relativa, em uma sociedade com menor desigualdade de renda, haveria menores níveis de estresse, ansiedade, depressão e insegurança, e, em contrapartida, maior suporte social e coesão social (Wilkinson, 1999). Além disso, assume que sociedades com grandes desigualdades de renda tendem a investir menos em capital humano (educação) e assistência médica-hospitalar (Kawachi et al, 1997; Marmot, 2002).

Apesar das diferentes interpretações acerca das desigualdades sociais na saúde, muitos autores enfatizam que estas não são mutuamente exclusivas (Kawachi et al, 2002; Lynch et al, 2001). De acordo com Kawachi et al (2002), o questionamento acerca do mecanismo mais importante para explicar as desigualdades sociais na saúde e mortalidade não é relevante, quando as correntes têm como meta principal melhorar o status socioeconômico e garantir a equidade de condições de saúde.

Um outro aspecto importante a ser destacado nos estudos de desigualdades sociais na mortalidade é a relação entre as áreas de residência e os indicadores de saúde. Na longa tradição da Inglaterra em pesquisar estas associações, muitos estudos utilizam as áreas como veículos das relações entre as condições de vida e a saúde, considerando que as características das áreas foram compostas a partir dos dados agregados das pessoas residentes (Macintyre et al, 1993; Raleigh e Kiri, 1997). Segundo Macintyre et al (1993), poucos estudos teriam explorado o papel das áreas em influenciar a saúde e teriam partido do pressuposto que a ocupação do espaço seria determinado pelas características socioeconômicas das pessoas, compreendendo que as áreas poderiam mediar a relação entre os atributos individuais dos residentes e a sua saúde. Também Cockheram (2007), ao analisar as contribuições oriundas deste campo de investigação, e em particular da área denominada *neighborhood disadvantage*, assinala a importância de serem consideradas as condições estruturais das áreas de residência, como disponibilidade de serviços de saúde e de segurança pública, e suas influências sobre a saúde e mortalidade (Marmot e Wilkinson, 2003; Banks et al, 2006).

### **1.3.1. Desigualdades, iniquidades e equidade social em saúde**

O termo *desigualdades em saúde* é empregado de forma genérica por muitos estudiosos, referindo-se às diferenças, variações e disparidades entre indivíduos ou grupos (Kawachi et al, 2002). As desigualdades podem ser classificadas em *naturais*, quando associadas às diferenças biológicas, ou em *sociais*, quando são determinadas pela própria estrutura hierárquica da sociedade (Silva e Barros, 2002). Assume-se ainda que o conceito de desigualdades nas condições de saúde, sejam estas naturais ou sociais, não necessariamente está relacionado a um julgamento moral de justiça (Kawachi et al, 2002)

O conceito *iniquidades sociais em saúde*, por sua vez, seria utilizado para classificar as desigualdades em saúde geradas devido às diferentes condições de vida e consideradas injustas, evitáveis, redutíveis e desnecessárias (Kawachi et al, 2002; Braveman, 2006; Gwatkin, 2000; Nunes et al, 2001). Portanto, num sentido estrito, as desigualdades seriam conceitos dimensionais que se refeririam simplesmente a quantidades mensuráveis, ao

passo que as iniquidades, revestidas de caráter normativo, seriam conceitos políticos, com conteúdo de justiça social e com conotação negativa<sup>1</sup> (Kawachi et al, 2002).

Para a Comissão para os Determinantes Sociais da Saúde (2010), criada em 2005 pela OMS, as iniquidades sociais em saúde seriam engendradas pela distribuição desigual de poder, renda, bens e serviços. Para Braveman (2006), as iniquidades em saúde se produziriam a partir de situações de desvantagem e discriminação sob as quais alguns segmentos da população se encontram expostos, como os mais pobres, as mulheres e os negros. Estas condições desiguais de vida impactariam negativamente na saúde, embora com magnitudes diferenciadas em cada grupo.

As iniquidades seriam expressão das desigualdades sociais, podendo ser mensuradas a partir das categorias de classe social ou de outras variáveis socioeconômicas, como grau de instrução, rendimento e ocupação (Blas e Kurup, 2010; Barreto, 1998). As próprias desigualdades naturais, como, por exemplo, sexo e idade, quando condicionadas pelas desigualdades sociais, determinando papéis sociais de gênero e relações intergeracionais, respectivamente, também consistiriam num espaço em que as iniquidades se manifestariam (Krieger, 2001a; Silva e Barros, 2002).

Uma vez que a qualificação de iniquidade se circunscreve sob o escopo de justiça social, o julgamento do que é injusto depende da sociedade e de seus princípios morais, éticos e políticos, bem como de seu momento histórico, tratando-se, pois, de uma definição transitória (Blas e Kurup, 2010; Silva e Barros, 2002). A ausência de uma teoria de justiça social na maioria dos trabalhos dedicados à equidade em saúde é interpretada como a principal razão para as dificuldades em se definir o que seria injusto na saúde (Vieria-da-Silva e Almeida Filho, 2009). Ainda, esta falta de articulação com a teoria de justiça social imporia dificuldades na própria construção de políticas de saúde, na medida em que estas poderiam ser voltadas tanto à equidade horizontal (acesso igual para necessidades iguais), como verificado em Whitehead e Dahlgren (2006), quanto à equidade vertical (tratamento desigual de desiguais), constatado em textos que incorporam a teoria de justiça distributiva

---

<sup>1</sup> Almeida Filho (1999 apud Paim, 2000) apresenta ainda uma distinção entre o conceito *inequidade* e *iniquidade*. A *inequidade*, fruto de um anglicismo na tradução do termo *inequity*, expressaria as diferenças ou variações sistemáticas presentes na população, que seriam desnecessárias e evitáveis. As *iniquidades* seriam as inequidades tomadas como injustas, desleais e vergonhosas, derivadas da injustiça social.

de Rawls (Gwatkin, 2000). Também Braveman (2006) alerta para a falta de consenso a respeito da equidade em saúde na literatura internacional, o que pode acarretar importantes implicações de ordem prática na formulação de intervenções na saúde.

Frente estas considerações, um importante avanço na discussão das iniquidades em saúde se desenrolou no campo operacional, quando a International Society for Equity in Health (ISEqH) definiu equidade “como ausência de diferenças sistemáticas e potencialmente curáveis em um ou mais aspectos da saúde em grupos ou subgrupos populacionais definidos social, econômica, demográfica ou geograficamente”<sup>2</sup> (Macinko e Starfield, 2002). Ainda que não esteja ancorada numa teoria de justiça social, tal definição apresenta vantagens operacionais na medida em que transfere a questão ao domínio do controle técnico, identificando as situações iníquas para fins de ações em saúde (Vieira-da-Silva e Almeida Filho, 2009; Braveman, 2006). Estes avanços operacionais podem ser traduzidos pela própria Comissão para os Determinantes Sociais da Saúde (2005) e Whitehead e Dahlgren (2006) que estabelecem que as diferenças sistemáticas nas condições de saúde são passíveis de serem evitadas por meio de ações factíveis e razoáveis, e que todas pessoas têm direito ao mais alto padrão de saúde possível, o que indica que elevadas magnitudes das iniquidades em saúde seriam inaceitáveis (Silva e Barros, 2002).

A definição precisa dos conceitos desigualdades e iniquidades, todavia, parece se restringir ao campo teórico, tendo sido registrado em diversos estudos a sobreposição dos termos (Vieira-da-Silva e Almeida Filho, 2009; Braveman, 2006; Macinko e Starfield, 2002). No entanto, o emprego indistinto dos conceitos parece não comprometer a identificação, mensuração e análise da distribuição desigual dos riscos de adoecimento e mortalidade entre segmentos populacionais definidos segundo aspectos sociais. Na medida em que qualificam a desigualdade em saúde como *desigualdade social em saúde*, muitos estudos incorporam, ainda que de maneira não explícita, noções de injustiça e evitabilidade. Desse modo, as desigualdades entre os grupos sociais, nos estudos epidemiológicos, assumiriam necessariamente conotação e significado de desproporcionalidades, injustiças e evitabilidade (Barata et al, 1997; Antunes, 2008).

---

<sup>2</sup> Em inglês: “Equity in health is the absence of systematic and potentially remediable differences in one or more aspects of health across populations or population subgroups defined socially, economically, demographically, or geographically”.

### **1.3.2. Produção de estudos sobre desigualdades sociais na mortalidade no Brasil**

No Brasil, marcado por profundas desigualdades sociais, a literatura têm mostrado a articulação entre as condições de vida e de saúde da população, identificando e analisando as distâncias dos indicadores entre grupos com características socioeconômicas distintas.

Algumas considerações devem ser feitas acerca do conjunto de pesquisas científicas brasileiras. Uma primeira característica se refere ao nível de alcance das informações. O caráter deficitário do preenchimento de informações de natureza socioeconômica no registro de óbitos (Romero e Cunha, 2006) e problemas operacionais na vinculação de fontes de dados de modo geral, apesar dos avanços tecnológicos das ferramentas de *linkage* (Almeida e Jorge, 1996), impõe algumas dificuldades na produção de estudos de base individual. Conseqüentemente, a maioria dos estudos nacionais de desigualdades sociais em mortalidade lida com informações agregadas, ao contrário da rica experiência de outros países que empregam dados de base individual, como os Estados Unidos (Muntaner et al, 2004), Nova Zelândia (Pearce et al, 2002) e vários países europeus (Strand et al, 2007; Huisman et al, 2005; Donkin et al, 2002).

Um segundo aspecto é que a produção de estudos epidemiológicos tem sido balizada principalmente pela teoria da estratificação social, sendo poucos os trabalhos que analisam as desigualdades sociais a partir do enfoque das classes sociais (Solla 1996; Lombardi et al, 1988; Barros 1986). De acordo com vários autores (Krieger, 2001a; Barata et al, 1997; Cockerham, 2008; Coburn, 2004; Townsend e Davidson, 1982), classe social seria a expressão das relações sociais e consistiria numa medida-resumo de vários fatores socioeconômicos, refletindo as acentuadas divisões no interior de uma sociedade. No entanto, dificuldades operacionais no plano da elaboração da categoria analítica, para além da crise do paradigma marxista nos anos 80 e 90, parecem ter impedido a elaboração de mais estudos sob a perspectiva da estrutura de classes (Barreto, 1998; Solla, 1996; Barata, 1997).

Por outro lado, facilidades na mensuração de estratos sociais contribuíram para a maior produção de estudos nacionais. Entre as variáveis utilizadas para compor estratos

sociais, destacam-se rendimento, grau de escolaridade, características de domicílios, posse de bens, sendo em vários estudos empregadas de forma combinada (Barata et al, 2008; Ishitani et al, 2006; Messias, 2003; Marín-Leon e Barros, 2003; Drumond e Barros, 1999). E análises sobre mortalidade que incluam grupos sócio-ocupacionais, a exemplo da vasta produção realizada pela Inglaterra, ainda são raras no país.

A partir deste enfoque dos estratos sociais, encontra-se ainda vasto conjunto de textos que abordaram a dimensão espacial em análises ecológicas e descritivas, sendo que a grande maioria se debruçou sobre as desigualdades socioespaciais na mortalidade no interior de um município (Szwarcwald et al, 1999a; Marín-Leon e Barros, 2003; Drumond e Barros, 1999; Silva et al, 1999). Nesse campo, emerge, enquanto proposta de análise, o conceito de *espaço social*, que descreve a homologia entre o espaço social e espaço da saúde (Silva et al, 1999). De acordo com Paim (1997), este conceito de espaço social ultrapassa a noção de espaço físico, uma vez que resgata a importância da dimensão social na ocupação do espaço. Ou seja, o espaço traduz as condições de vida das pessoas, uma vez que nele estão embutidas as dimensões econômicas, políticas e ideológicas da estrutura social. Indubitavelmente, as potencialidades da exploração da dimensão social circunscrita no território e da sua relação com as condições de saúde podem ser traduzidas nas diversas evidências apresentadas pelas investigações das desigualdades sociais em saúde (Szwarcwald et al, 1999a; Drumond Jr e Barros, 1999; Barata et al, 1999).

## **2. OBJETIVOS**

---



## **2.1. Objetivo geral**

Avaliar as contribuições dos grupos etários e causas de morte no aumento da expectativa de vida ao nascer, bem como analisar as desigualdades sociais na expectativa de vida e na mortalidade no município de Campinas.

## **2.2. Objetivos específicos**

- Examinar o impacto das mudanças na mortalidade por idades e causas de morte segundo sexo no aumento da expectativa de vida ao nascer no município de Campinas entre os anos de 1991, 2000 e 2005
- Investigar as desigualdades sociais na expectativa de vida, segundo estratos socioeconômicos para o município de Campinas em 2000 e 2005.
- Analisar a magnitude das desigualdades sociais na mortalidade, através de diferentes indicadores, na população residente no município de Campinas no período de 2004 a 2008.



### **3. MATERIAL E MÉTODOS**

---



Os três artigos que compõem a tese consistem de estudos descritivos, nos quais foram empregados dados secundários relativos ao município de Campinas.

### **3.1. Fontes de dados**

As fontes de dados utilizadas, nos três artigos, foram o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e os Censos Demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Óbitos por grupos etários e sexo foram coletados do SIM do Datasus do Ministério da Saúde para os triênios 1990-1992 e 1999-2001 e da Secretaria Municipal de Saúde (SMS) de Campinas para os anos 2004 a 2008. Para os nascidos vivos, também foram utilizados dados do Datasus nos dois primeiros triênios e da SMS para 2004 a 2006.

Dados populacionais de 1991 e 2000 foram extraídos dos Censos Demográficos. As projeções populacionais para os anos intercensitários e para as 49 áreas de abrangência dos Centros de Saúde do município foram obtidas na Secretaria Municipal de Saúde. As estimativas foram calculadas a partir da aplicação do método AiBi (Jannuzzi, 2006), o qual permite realizar projeções do tamanho da população das áreas de abrangência de Saúde em função da tendência de crescimento populacional do município de Campinas.

### **3.2. Métodos**

Os principais métodos utilizados nesta tese foram as tábuas de mortalidade e o método de decomposição da variação da expectativa de vida ao nascer. Também foi realizada a estratificação socioeconômica das áreas de abrangência dos Centros de Saúde.

### 3.2.1. Tábuas de mortalidade

Tábuas de mortalidade do tipo corrente e abreviada foram construídas para cada sexo. No primeiro artigo, para analisar as contribuições etárias e de causas de morte na variação da expectativa de vida ao nascer da população de Campinas, foram construídas tábuas de mortalidade por sexo para os anos 1991, 2000 e 2005. Aplicou-se o modelo abreviado de tábua de mortalidade, utilizando grupos etários quinquenais, com exceção dos grupos iniciais (menor de 1 ano e 1 a 4 anos) e do final (80 anos ou mais).

No estudo sobre as tendências das desigualdades sociais na expectativa de vida ao nascer, foram confeccionadas tábuas de mortalidade por sexo para cada estrato socioeconômico nos anos de 2000 e 2005. Adotando o modelo abreviado de tábua de mortalidade, foram empregados os seguintes grupos etários: 0-1, 1-4, 5-9, 10-14, 15-19, 20-29 ... 70-79 e 80 anos ou mais.

Com o método desenvolvido por Arriaga (2001), fatores de separação para os óbitos de menores de 1 ano e de 1 a 4 anos por sexo foram estimados para 1991, 2000 e 2005, os quais foram empregados para calcular o número de anos vividos ( $L_x$ ) pelas pessoas nestas faixas etárias.

No cálculo dos coeficientes específicos de mortalidade por idade, foram utilizadas médias trienais dos óbitos como forma de suavizar possíveis flutuações aleatórias. O coeficiente de mortalidade infantil foi estimado a partir da razão entre a soma de óbitos dos menores de 1 ano de idade e a dos nascidos vivos de três anos consecutivos.

Os coeficientes específicos de mortalidade por idade foram convertidos em probabilidades de morte entre duas idades exatas ( ${}_nq_x$ ), a partir das quais foram geradas as demais funções da tábua de mortalidade, como a expectativa de vida ao nascer ( $e_0$ ) e a expectativa de vida na idade exata ( $e_x$ ).

### 3.2.2. Método de decomposição da variação da expectativa de vida ao nascer

Para avaliar o impacto da variação da mortalidade em idades e grupos de causas de morte no aumento da expectativa de vida ao nascer, foi aplicado o método de decomposição desenvolvido por Pollard (1982).

Partindo do pressuposto de que uma redução da intensidade na força de mortalidade num determinado intervalo etário gera acréscimo de anos de vida na expectativa de vida, e supondo que não ocorrem variações na mortalidade nos outros grupos etários, Pollard estabeleceu que o incremento pode ser assim calculado:

$${}_x p_0 e_x \phi \Delta x$$

Onde:

${}_x p_0$  = probabilidade de sobreviver desde o nascimento até a idade exata x;

$e_x$  = expectativa de vida na idade x;

$\phi \Delta x$  = redução na força de mortalidade no intervalo etário (x, x+  $\Delta x$ )

O conjunto de equações matemáticas elaboradas por Pollard possibilita desagregar a diferença da expectativa de vida ao nascer entre dois anos em contribuições dos níveis de mortalidade por grupos etários e causas de morte. Para mensurar estas contribuições, o método de Pollard utiliza as seguintes funções das tábuas de mortalidade: número de sobreviventes à idade exata ( $l_x$ ), expectativa de vida ao nascer ( $e_0$ ) e nas idades exatas ( $e_x$ ).

A contribuição de grupos etários no aumento da expectativa de vida ao nascer entre o tempo 01 e o tempo 02 é descrita pela fórmula:

$$e_0^{01} - e_0^{02} = \sum ({}_n Q_x^{01} - {}_n Q_x^{02}) * W_x$$

Sendo:

$e_0^{01}$  = expectativa de vida ao nascer no tempo 01

$e_0^{02}$  = expectativa de vida ao nascer no tempo 02

${}_nQ_x$  = força de mortalidade entre x e x+n

$W_x$  = peso da idade x

A força de mortalidade entre x e x+n,  ${}_nQ_x$ , é dada por:

$${}_nQ_x = -\ln(l_{x+n}/l_x)$$

Para se obter o peso da idade,  $W_x$ , é necessário estimar, a priori, a probabilidade de sobreviver do nascimento até a idade x,  ${}_xP_0$ , a qual é estimada a partir da seguinte expressão:

$${}_xP_0 = l_x/l_0$$

E o  $W_x$  é calculado por:

$$W_x = 0,5 * ({}_xP_0^{01} * e_0^{02} + {}_xP_0^{02} * e_0^{01})$$

Para calcular as contribuições das causas de morte segundo grupos etários, o método pressupõe que há independência da mortalidade por causas de morte. Estas contribuições são estimadas utilizando-se a seguinte fórmula:

$$e_0^{01} - e_0^{02} = \sum (Q_0^{(i)01} - Q_0^{(i)02}) * W_0 + \sum ({}_4Q_1^{(i)01} - {}_4Q_1^{(i)02}) * W_2 + \sum ({}_5Q_5^{(i)01} - {}_5Q_5^{(i)02}) * W_{7,5} + \dots$$

Sendo  ${}_nQ_x^{(i)}$ , probabilidade de morte pela causa i entre as idades x e x+n, calculada por:

$${}_nQ_x^{(i)} = {}_nQ_x * ({}_nD_x^{(i)} / {}_nD_x)$$

Onde:

${}_nD_x^{(i)}$  = número de óbitos pela causa i entre as idades x e x+n.

As contribuições dos grupos etários e de causas de morte no aumento da expectativa de vida ao nascer podem ser positivas (ganhos) ou negativas (perdas), sendo analisadas através de valores absolutos (número de anos) e percentuais.

### **3.2.3. Estratificação socioeconômica**

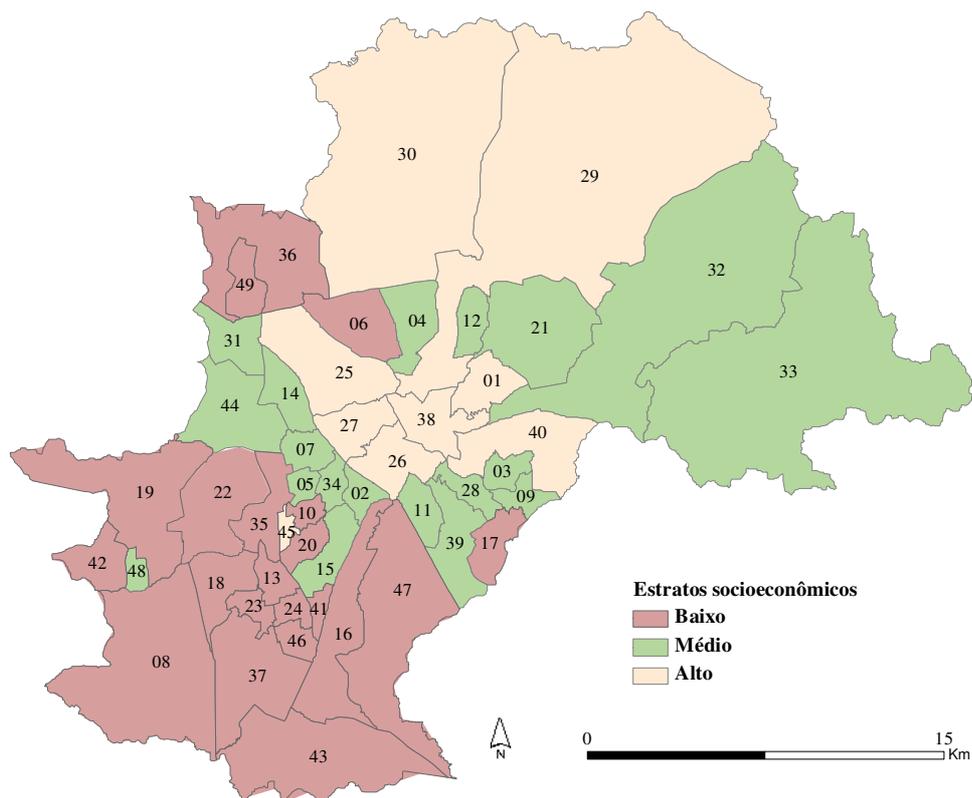
Para a definição dos três estratos socioeconômicos, adotou-se uma abordagem ecológica considerando as 49 áreas de abrangência dos Centros de Saúde de Campinas. A estratificação socioeconômica foi construída a partir dos dados do Censo Demográfico de 2000, os quais foram reorganizados, pela Secretaria Municipal de Saúde (SMS), por áreas de abrangência dos Centros de Saúde. Com aplicação de técnicas de georreferenciamento, a SMS identificou os setores censitários do IBGE que compõem cada regional de saúde e disponibilizou, para cada área, um conjunto de informações demográficas e socioeconômicas levantadas pelo censo.

As variáveis selecionadas para realizar a estratificação socioeconômica da população de cada área de abrangência dos Centros de Saúde foram: percentual de responsáveis pelo domicílio com rendimento igual ou superior a 10 salários mínimos, percentual com rendimento inferior a 2 salários mínimos, percentual de responsáveis de domicílio com mais de 10 anos de estudo e percentual com menos de 1 ano de escolaridade. Para os indicadores de baixa renda e escolaridade, as áreas foram ordenadas de forma decrescente. Para os outros dois, a ordem foi crescente. Com a média das posições em cada um dos indicadores, foi produzido um escore global, a partir do qual as áreas foram reordenadas. Foram pré-definidos três estratos socioeconômicos, a saber, o Alto, Médio e Baixo, sendo que a divisão das áreas foi estabelecida de forma a garantir um terço da população de Campinas em cada estrato. Cada área socioeconômica foi considerada homogênea.

Conforme verificado por Marín-León e Barros (2003), esta técnica apresentou resultados semelhantes aos calculados a partir da análise de *Cluster*, empregando o método hierárquico com função aglomerante de Ward/SAS 2002. Dessa forma, a técnica de estratificação aqui utilizada apresenta como vantagens a sua simplicidade e o seu poder discriminatório.

O mapa e a tabela a seguir apresentam a distribuição e a relação das áreas de abrangência dos Centros de Saúde em cada estrato socioeconômico.

**Mapa 1.** Áreas de abrangência dos Centros de Saúde, segundo estratos socioeconômicos.



**Tabela 1.** Áreas de abrangência dos Centros de Saúde, segundo estratos socioeconômicos.

<b>BAIXO</b>		<b>MÉDIO</b>		<b>ALTO</b>	
<b>N.</b>	<b>Centros de Saúde</b>	<b>N.</b>	<b>Centros de Saúde</b>	<b>N.</b>	<b>Centros de Saúde</b>
13	Aeroporto	21	31 de Março	27	Aurélia
47	Carvalho de Moura	31	Anchieta	30	Barão Geraldo
20	Capivari	14	Boa Vista	38	Centro
49	Cássio Raposo Amaral	04	Costa e Silva	01	Conceição
23	DIC I	09	Esmeraldina	25	Eulina
24	DIC III	11	Figueira	26	Faria Lima
22	Florence	07	Integração	40	Paranapanema
42	Floresta	39	Ipê	29	Taquaral
35	Ipaussurama	48	Itajaí	45	Vila União/CAIC
41	Itatinga	33	Joaquim Egídeo		
46	Santo Antônio	03	Orosimbo Maia		
37	São Cristovão	34	Pedro Aquino		
43	São Domingos	05	Perseu		
16	São José	44	Santa Bárbara		
10	Santa Lúcia	28	Santa Odila		
36	São Marcos	12	São Quirino		
06	Santa Mônica	32	Sousas		
17	São Vicente	15	Tancredo Neves		
08	União Bairros	02	Vila Rica		
18	Vista Alegre				
19	Valença				



## **4. RESULTADOS**

---



#### 4.1. Artigo 1

**EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER: IMPACTO DAS VARIAÇÕES NA  
MORTALIDADE POR IDADE E CAUSAS DE MORTE NO MUNICÍPIO DE  
CAMPINAS, SÃO PAULO, BRASIL**

LIFE EXPECTANCY AT BIRTH: IMPACT OF MORTALITY CHANGES BY  
AGE GROUPS AND CAUSES OF DEATH IN THE CITY OF CAMPINAS, SÃO  
PAULO, BRAZIL

*Ana Paula Belon<sup>1</sup>, Marilisa Berti de Azevedo Barros<sup>1</sup>*

<sup>1</sup> Faculdade de Ciências Médicas - UNICAMP. Departamento de Medicina Preventiva e Social.

Aprovado na revista “Cadernos de Saúde Pública” (no prelo)



## **RESUMO**

O objetivo do estudo foi examinar o impacto das mudanças na mortalidade por idades e causas de morte sobre o aumento da expectativa de vida ao nascer no município de Campinas, Brasil, entre 1991, 2000 e 2005. Foram construídas tábuas de vida. O método de Pollard foi aplicado para estimar as contribuições das idades e causas de morte na variação da longevidade. O grupo etário de 0-1 ano foi o que mais contribuiu com o aumento da vida média masculina (31,1%) e feminina (22,9%) em 1991/2000. Em 2000/2005, as idades de 15-44 anos responderam por 79% do ganho masculino. A maior contribuição em 1991/2000 foi gerada pelas doenças cardiovasculares (66,1% entre os homens e 43,5% entre as mulheres). As causas externas subtraíram 1,1 ano entre os homens. Em 2000/2005, com a queda da mortalidade por estas causas, a expectativa de vida masculina aumentou em 2,3 anos. As neoplasias provocaram redução de 0,11 ano para homens e 0,15 ano para mulheres. Estes resultados podem auxiliar na orientação de políticas públicas de saúde para redução da mortalidade e aumento da expectativa de vida ao nascer.

**Descritores:** Esperança de Vida ao Nascer; Mortalidade; Grupos Etários; Causas de Morte.



## **ABSTRACT**

The aim of this study was to examine the impact of mortality changes by age groups and causes of death on the gain in life expectancy at birth, in the city of Campinas, Southeastern Brazil, in 1991, 2000 and 2005. Life tables were constructed. The Pollard's method was used to estimate the contributions by age groups and causes of death on the gain in life expectancy. In 1991/2000, the age group that most contributed were 0-1 year (31.1% for males and 22.9% for females). In 2000/2005, 79% of the gain for males was the result of mortality improvements at ages 15-44. Cardiovascular diseases had larger contribution in 1991/2000 (66.1% for males and 43.5% for females). A loss in longevity was seen in men (1.1 year) resulting from increased external cause mortality. In 2000/2005, the substantial gain (2.3 year) in male expectancy was due to a reduction in external cause mortality. Neoplasms had negative effect on the gain (0.11 year for males and 0.15 for females). These findings may support public health policies to reduce the mortality risks and to increase the life expectancy at birth.

**Keywords:** Life Expectancy at Birth; Mortality; Age Groups; Cause of death.



## **Expectativa de vida ao nascer: impacto das variações na mortalidade por idade e causas de morte no município de Campinas, São Paulo, Brasil**

### **Introdução**

A expectativa de vida ao nascer é amplamente utilizada como medida do nível de mortalidade de uma população e como indicador sintético da qualidade de saúde e de vida de países e regiões. Por não ser influenciada pelos efeitos da estrutura etária, a expectativa de vida ao nascer é uma ferramenta útil no monitoramento da tendência da mortalidade e para examinar os diferenciais entre regiões e subgrupos sociodemográficos <sup>1,2,3</sup>. Outra vantagem da expectativa de vida ao nascer é a sua facilidade de compreensão, representando o número médio de anos que se espera que um recém-nascido viva, se mantidas as condições de mortalidade existentes na população residente no período de tempo considerado.

Estimativas apontam que, a partir do século 20, houve expressivo crescimento da expectativa de vida ao nascer e diminuição das desigualdades do tempo médio de vida entre os países <sup>4,5</sup>. Por volta de 1800, o tempo médio de vida não ultrapassava os 30 anos de idade e no final do século 20 atingia o patamar de 67 anos <sup>6</sup>. No Brasil, a expectativa de vida ao nascer que era, em 1940, de apenas 44,9 anos passa para 68,6 anos no ano de 2000<sup>2</sup>. Como destaca a literatura científica, diversos fatores, como renda, educação, cobertura dos serviços de saúde e de saneamento básico, entre outros, influenciaram a queda da mortalidade, promovendo o aumento da expectativa de vida ao nascer <sup>1,2,4,5</sup>.

Apesar de ser extensamente conhecida a relação entre a mortalidade e a expectativa de vida ao nascer, a natureza desta é complexa <sup>7</sup>. As transformações nos padrões saúde-doença resultam em mudanças na estrutura da mortalidade por idade, de forma que a queda dos coeficientes de mortalidade não ocorre uniformemente entre as idades, devido às diferentes taxas de incidência de causas de morte segundo grupo etário e sexo <sup>3</sup>. Desse modo, para mensurar e explicar a mudança na expectativa de vida ao nascer, é necessário examinar o comportamento da variação da mortalidade nas idades e nas causas de morte e no conseqüente aumento da expectativa de vida ao nascer <sup>7</sup>.

Esta análise pode ser realizada através do método proposto por Pollard <sup>7</sup>. Interessado na relação exata entre mortalidade e expectativa de vida, Pollard desenvolveu um conjunto de equações que permitem analisar os efeitos das variações da mortalidade sobre a expectativa de vida, ao identificar as contribuições de cada faixa etária e de cada grupo de causas de morte no aumento da vida média em um intervalo de tempo em uma dada população. A estimativa dessas contribuições permite subsidiar o planejamento e avaliação de políticas públicas de saúde, orientando esforços em ações mais específicas na prevenção e controle de determinadas doenças e agravos à saúde.

Portanto, o objetivo deste estudo é avaliar o impacto da tendência dos coeficientes de mortalidade por grupos etários e por causas de morte segundo sexo na variação da expectativa de vida ao nascer de residentes do município de Campinas, estado de São Paulo, entre os anos de 1991, 2000 e 2005.

## **Métodos**

Trata-se de um estudo ecológico descritivo que emprega dados secundários referentes ao município de Campinas dos anos de 1990-1992, 1999-2001 e 2004-2006, para a construção de tábuas de mortalidade e a aplicação do método de Pollard. A escolha do recorte temporal para avaliar a tendência se deve ao fato de 1991 e 2000 serem anos censitários e de 2005 ser o ano central da década. Os dados de óbitos e nascidos vivos foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), respectivamente. Para o período 1990 a 1992 e 1999 a 2001, foram utilizados os registros de estatísticas vitais disponibilizados pelo DATASUS do Ministério da Saúde, e os dados de 2004 a 2006 são provenientes da Secretaria Municipal de Saúde de Campinas. Dos Censos Demográficos de 1991 e 2000 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), foram extraídos os dados populacionais. Para estes anos, foram estimados os tamanhos da população para 1º de julho. As estimativas populacionais para o meio do ano de 2005 foram calculadas pelo método AiBi, que permite produzir projeções para pequenas áreas com base na tendência do crescimento populacional da área maior em que estas se inserem <sup>8</sup>.

Foram calculados os coeficientes específicos de mortalidade por idade, sendo que, para os maiores de 1 ano de idade, foi utilizada no numerador a média trienal dos óbitos por grupo etário de cada ano central analisado (1991, 2000 e 2005). O coeficiente de mortalidade infantil foi obtido da relação entre a soma de três anos consecutivos de óbitos de menores de um ano e a de nascidos vivos. Foram utilizados grupos etários quinquenais, com exceção dos iniciais (menor de 1 ano e de 1 a 4 anos de idade) e do último (80 anos ou mais).

A categorização das causas básicas de morte obedeceu a duas versões da Classificação Internacional das Doenças (CID), vigentes no período estudado: 9ª (CID-9) e 10ª revisão (CID-10). Foram selecionadas as seis causas básicas de morte com maior expressão, em termos proporcionais, nos três anos investigados. Os grupos de causas de morte analisados foram: doenças infecto-parasitárias (capítulo 1 da CID-9 e da CID-10), neoplasias (capítulo 2 da CID-9 e CID-10), doenças do aparelho circulatório (capítulo 7 da CID-9 e capítulo 9 da CID-10), doenças do aparelho respiratório (capítulo 8 da CID-9 e capítulo 10 da CID-10), causas mal-definidas (capítulo 16 da CID-9 e capítulo 18 da CID-10) e causas externas (capítulo 17 da CID-9 e capítulo 20 da CID-10).

Tábuas de mortalidade foram construídas para homens, mulheres e ambos os sexos para 1991, 2000 e 2005. Foi utilizado o modelo abreviado da tábua de mortalidade, no qual foram empregados intervalos etários quinquenais (salvo os grupos etários de 0 a 1 ano e 1 a 4 anos) e adotado 80 anos ou mais como agrupamento final. Em sua construção, foram convertidos os coeficientes específicos de mortalidade entre as idades  $x$  e  $x+n$  na função de probabilidade de morte entre as duas idades exatas,  ${}_nq_x$ . A partir desta, foram derivadas as demais funções da tábua de mortalidade, tais como o número de sobreviventes à idade  $x$  ( $l_x$ ) e o número de óbitos entre as idades  $x$  e  $x+n$  ( ${}_nd_x$ ). Para compor o total de anos vividos ( ${}_nL_x$ ) pelo grupo etário de menor de 1 ano de idade e de 1 a 4 anos, o tempo vivido por cada pessoa foi estimado a partir do fator de separação de óbitos. Foram calculados fatores de separação para a população total e para a masculina e feminina segundo o método proposto por Arriaga<sup>9</sup> que considera a data de nascimento e de óbito e a fração do tempo vivido e do tempo de morte.

A partir da tábua de mortalidade, obteve-se a expectativa de vida ao nascer e em cada idade exata, as quais foram utilizadas no método de decomposição de Pollard. O método foi aplicado para a população total, a masculina e a feminina para os períodos 1991/2000 e 2000/2005. As análises dos efeitos da mortalidade sobre o aumento da expectativa de vida foram realizadas para os agrupamentos etários e de causas de morte definidos anteriormente.

O método de decomposição de Pollard é constituído por um conjunto de relações matemáticas que permitem desagregar a diferença da expectativa de vida ao nascer entre dois períodos em contribuições dos níveis de mortalidade por grupos etários e por causas de morte. Ou seja, o método mensura o impacto das mudanças dos níveis de mortalidade segundo grupos etários e causas de morte na variação da expectativa de vida ao nascer entre dois períodos.

A contribuição de grupos etários no aumento da expectativa de vida ao nascer entre o tempo 01 e o tempo 02 foi estimada pela seguinte equação:

$$e_0^{01} - e_0^{02} = \sum ({}_n Q_x^{01} - {}_n Q_x^{02}) * W_x$$

Onde:

$e_0^{01}$  = expectativa de vida ao nascer no tempo 01

$e_0^{02}$  = expectativa de vida ao nascer no tempo 02

${}_n Q_x$  = força de mortalidade entre x e x+n

$W_x$  = peso da idade x

A força de mortalidade entre x e x+n,  ${}_n Q_x$ , foi obtida a partir da seguinte fórmula:

$${}_n Q_x = -\ln(l_{x+n} / l_x)$$

O peso da idade,  $W_x$ , foi calculado por:

$$W_x = 0,5 * ({}_x p_0^{01} * e_0^{02} + {}_x p_0^{02} * e_0^{01})$$

sendo que a probabilidade de sobreviver do nascimento até a idade  $x$ ,  ${}_x p_0$ , foi dada por:

$${}_x p_0 = l_x / l_0$$

Em relação à contribuição dos grupos de causas de morte, segundo grupos etários, no ganho da expectativa de vida ao nascer, o método parte do pressuposto de que há independência da mortalidade por causas de morte. Esta contribuição foi calculada a partir da relação:

$$e_0^{01} - e_0^{02} = \sum ({}_1 Q_0^{(i)01} - {}_1 Q_0^{(i)02}) * W_0 + \sum ({}_4 Q_1^{(i)01} - {}_4 Q_1^{(i)02}) * W_2 + \sum ({}_5 Q_5^{(i)01} - {}_5 Q_5^{(i)02}) * W_{7,5} + \dots$$

Onde:

$${}_n Q_x^{(i)} = \text{probabilidade de morte pela causa } i \text{ entre as idades } x \text{ e } x+n.$$

Esta função foi estimada por:

$${}_n Q_x^{(i)} = {}_n Q_x * \left( {}_n D_x^{(i)} / {}_n D_x \right)$$

sendo:

$${}_n D_x^{(i)} = \text{número de óbitos pela causa } i \text{ entre } x \text{ e } x+n.$$

Através deste método <sup>7</sup>, foram calculadas as contribuições positivas (ganhos) e negativas (perdas) na variação da expectativa de vida ao nascer, as quais foram analisadas a partir de valores absolutos (expresso em anos) e de porcentagens.

## Resultados

A expectativa de vida ao nascer no município de Campinas passou de 69,9 anos em 1991 para 74,7 anos em 2005, representando um aumento de 4,8 anos. No período estudado, o sexo feminino apresentou a maior expectativa de vida. Em 1991, as mulheres viveriam em média 74,3 anos. Em 2005, este indicador aumenta para 78,4 anos. Já entre os homens, embora o tempo médio de vida seja inferior ao das mulheres, o incremento foi

ainda maior: 5,2 anos foram acrescentados entre 1991 e 2005. O ganho da expectativa de vida ao nascer foi maior entre as mulheres no período de 1991 a 2000, e nos homens entre 2000 e 2005 (**Tabela 1**).

Estes aumentos da expectativa de vida ao nascer são resultados da queda das probabilidades de morte ( ${}_nq_x$ ) no decorrer dos anos estudados. As curvas da **Figura 1** indicam que a probabilidade de morte no primeiro ano de vida apresentou importante redução entre 1991 e 2005. Embora, entre a população de jovens, as probabilidades de morte tenham sofrido um aumento em 2000, foi registrada expressiva diminuição entre este ano e 2005. Também entre os idosos houve redução, ainda que menos significativa em comparação com outras faixas etárias.

A contribuição de cada grupo etário no aumento da expectativa de vida ao nascer é apresentada na **Tabela 2**. Entre os homens, no período de 1991 a 2000, o maior responsável pelo incremento da expectativa de vida ao nascer foi o grupo dos menores de 1 ano de idade (31,1%), e as idades acima de 45 anos responderam por cerca de 85% do crescimento total do indicador. Nas idades de 15 a 34 anos, o aumento dos coeficientes de mortalidade ocasionaram redução dos anos de vida a serem vividos. O grupo etário de 20 a 24 anos, por exemplo, foi responsável pela perda de 0,23 ano, gerando impacto negativo de 11% na variação do tempo médio de vida. Entre 2000 e 2005, este quadro se inverte. Foi a diminuição dos coeficientes de mortalidade nas idades de 15 a 44 anos que mais favoreceu o aumento da expectativa de vida ao nascer dos homens neste período, correspondendo a 79% de todo o crescimento registrado. No sexo feminino, reduções na mortalidade infantil e nos coeficientes das idades acima de 65 anos contribuíram expressivamente entre 1991 e 2000, perfazendo um total de 66,7% do ganho global da expectativa de vida ao nascer. No período seguinte, os maiores ganhos concentraram-se nas faixas etárias de 0 a 1 ano, 25 a 39 anos e 55 a 74 anos. Em ambos os sexos, observa-se que, entre 1991 a 2000, somente os grupos etários de 15 a 34 contribuíram negativamente para a elevação da expectativa de vida ao nascer. Entre 2000 e 2005, com a diminuição dos níveis de mortalidade em todas as idades, apenas os grupos etários acima de 75 anos reduziram o ganho total.

Na **Tabela 3**, encontra-se a contribuição de cada grupo de causas de morte no aumento da expectativa de vida ao nascer. Entre 1991 e 2000, as causas externas foram

responsáveis pela perda de um ano de vida nos homens. O declínio da mortalidade por neoplasias, doenças do aparelho circulatório e respiratório geraram as maiores contribuições no ganho da expectativa de vida ao nascer dos homens e das mulheres nesse período. As neoplasias contribuíram com 0,28 ano no aumento da expectativa de vida masculina e com 0,34 ano na feminina. A forte queda da mortalidade por doenças cardiovasculares, entre 1991 e 2000, resultou no acréscimo de aproximadamente 1,4 ano na expectativa de vida ao nascer da população geral. As doenças do aparelho respiratório responderam por 25,6% e 11,6% do aumento do tempo médio de vida de homens e de mulheres, respectivamente.

Em 2000 a 2005, verifica-se que o principal grupo de causas de morte que favoreceu o incremento da expectativa de vida ao nascer masculina foi o das causas externas. Estas se tornaram responsáveis pela elevação de 2,3 anos no indicador, o que representa 69,7% do aumento total do tempo médio de vida dos homens. Para as mulheres, foram as mortes relacionadas às doenças do aparelho circulatório as que mais contribuíram com o aumento da expectativa de vida ao nascer, sendo seguidas pelas causas externas.

As neoplasias provocaram uma redução, no ganho total do tempo médio de vida entre 2000 e 2005, de 0,11 e 0,15 ano para homens e mulheres, respectivamente. As mortes com causas mal-definidas, ao contrário do primeiro momento examinado, passaram a contribuir positivamente com a elevação da expectativa de vida ao nascer dos homens nos anos de 2000 a 2005.

A **Tabela 4** mostra que as idades de 45 a 79 anos foram as maiores beneficiadas pela redução dos níveis de mortalidade por doenças do aparelho circulatório nos anos 90, respondendo por 68,8% do ganho total do tempo médio de vida da população masculina e por 71,3% da feminina. No caso das doenças respiratórias, as idades menores de 15 anos foram as principais responsáveis pelo aumento da expectativa de vida, tanto da população masculina quanto da feminina.

No conjunto das causas externas, foi a redução da mortalidade nas idades de 15 a 44 anos que mais incrementou o tempo médio de vida da população masculina entre 2000 e 2005, sendo que a maior contribuição (1,54 ano) pertence ao grupo etário de 15 a 29 anos. Na expectativa de vida ao nascer das mulheres, a maior contribuição destas causas ocorreu

nas idades menores a 30 anos com 0,26 ano, o que equivale a 83,7% do total de aumento gerado pelas causas externas.

A contribuição negativa das neoplasias no aumento da expectativa de vida dos homens entre 2000 e 2005 se distribuiu nas idades de 15 a 29 e nas maiores de 45 anos. Entre as mulheres, o impacto negativo concentrou-se nas idades acima de 45 anos.

## **Discussão**

A expectativa de vida ao nascer da população residente no município de Campinas em 2005 era de 74,7 anos. Este valor é superior ao registrado para o país em 2008, que foi de 72,7 anos<sup>10</sup>. O estado de São Paulo também somente alcançou um patamar próximo ao da população de Campinas no ano de 2008, quando a longevidade foi de 74,5 anos de vida.

A evolução da expectativa de vida ao nascer da população de Campinas entre 1991 e 2005, que resultou num importante incremento de 4,8 anos, é reflexo da redução diferenciada dos níveis de mortalidade tanto em relação aos grupos etários, quanto às causas de morte. Com a aplicação do método de Pollard, que mensura as variações da mortalidade sobre os ganhos na expectativa de vida ao nascer, o presente artigo revelou o quanto cada faixa etária e grupo de causas de óbitos contribuíram para este aumento.

Em Campinas, graças à alta cobertura do registro de eventos vitais e à inexistência de razões para se supor que haja subnotificação diferencial, não foi utilizado nenhum tipo de técnica de correção dos dados para o cálculo dos coeficientes de mortalidade. Com o objetivo de minimizar os efeitos de oscilação aleatória dos dados, foi empregada a média trienal dos óbitos nas estimativas dos coeficientes de mortalidade por grupo etário e por causa de morte para a população maior de 1 ano de idade. Também a comparabilidade das duas revisões da Classificação Internacional das Doenças foi garantida a partir da compatibilização realizada com a correspondência dos capítulos das versões da CID e com a modificação do código de AIDS nos atestados de óbitos do período em que vigorava a CID-9. Este procedimento foi necessário, uma vez que a AIDS constitui uma importante causa de morte em Campinas.

Em relação ao número de anos acrescentados na expectativa de vida ao nascer em um intervalo de tempo, é preciso esclarecer, a priori, a diferença entre o valor obtido através da

tábua de mortalidade e o estimado pelo método de Pollard. Ao assumir que não há mudanças dos níveis de mortalidade em outras idades e, portanto, ao não considerar os efeitos de interação entre as reduções de mortalidade em diferentes idades, este método oferece uma estimativa aproximada <sup>7</sup>.

Os maiores ganhos de anos de vida, entre 1991 e 2000, concentraram-se nas idades extremas, sendo que o grupo de menores de 1 ano de idade foram os que mais contribuíram com o aumento da expectativa de vida ao nascer em Campinas neste período. Resultado semelhante foi observado por Botega et al. <sup>11</sup> no estado de Santa Catarina na década de 90, em cujo estudo também foi utilizado o método de Pollard.

Entre 2000 e 2005, foram registrados padrões distintos da distribuição dos ganhos entre as idades conforme o sexo. Os ganhos da população masculina foram maiores nos jovens e adultos de 15 a 44 anos (79%), ocasionando redução da contribuição dos menores de um ano de idade. Para as mulheres, os maiores incrementos são decorrentes do declínio da mortalidade entre os menores de 1 ano e nas idades de 25 a 39 e de 55 a 74 anos. À semelhança da situação de Campinas, Romero et al. <sup>12</sup> verificaram que, em Medellín na Colômbia entre os triênios 1989-1991 e 1994-1996, foram as idades intermediárias as maiores responsáveis pelo aumento da expectativa de vida ao nascer masculina, ao passo que, entre as mulheres, as maiores contribuições se concentraram nas idades extremas.

Estudos sobre tendência dos ganhos de anos de vida em países desenvolvidos mostram que, com o aumento da expectativa de vida ao nascer, as maiores contribuições se deslocam das idades mais jovens para os maiores de 65 anos de idade <sup>1,5,13,14</sup>. Os dados de Campinas, ao indicarem a predominância do grupo de menores de 1 ano de idade entre as mulheres e a contribuição elevada nas idades intermediárias entre os homens, acenam para o quanto a expectativa de vida ao nascer do município pode aumentar. O tempo médio de vida de Campinas no ano de 2005 já havia sido atingido pelo Japão em 1980, período no qual neste país as idades mais velhas passam a responder pelos maiores ganhos de anos de vida <sup>13</sup>. Tal comparação serve para indicar a possível futura tendência do comportamento das idades em relação às contribuições para o aumento da expectativa de vida ao nascer de Campinas.

As doenças infecciosas e parasitárias apresentaram redução das probabilidades de morte, acarretando ganhos de anos de vida ao longo do período analisado. Todavia, o impacto negativo destas causas de mortes em alguns agrupamentos etários sobre a variação da vida média ao nascer pode ter sido gerado por algumas doenças evitáveis, como a septicemia e a Aids. Em estudo sobre a evolução da mortalidade por causas de óbitos evitáveis e não evitáveis e o seu impacto nos ganhos da expectativa de vida nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador entre 1985 e 1995, no qual foi empregado o método de Pollard, Abreu e Rodrigues<sup>15</sup> destacaram o impacto negativo da Aids sobre a variação do tempo médio de vida de homens e mulheres, sobretudo, nos jovens e adultos. Estes dados reforçam achados do estudo de Buchalla, Waldman e Laurenti<sup>16</sup>, os quais apontam que, apesar da acentuada redução dos coeficientes de mortalidade por diversas doenças infecciosas ao longo do século XX, ainda permanecem frequentes as mortes por septicemia, tuberculose e Doença de Chagas e que, principalmente, a emergência da Aids nos anos 80 tem sido responsável por elevado número de óbitos. Também na França<sup>17</sup> e na Itália<sup>18,19</sup>, a Aids é apontada como importante causa, entre as doenças infecciosas, na redução dos ganhos da expectativa de vida ao nascer. Na Rússia, além da Aids, verificou-se que a tuberculose ocasionou perdas de anos de vida entre 1965 e 1999<sup>20</sup>.

A maior contribuição no aumento da expectativa de vida ao nascer entre 1991 e 2000 foi gerada pelas doenças do aparelho circulatório. O declínio de mortalidade por estas doenças resultou na elevação de 1,4 anos de sobrevida, correspondendo a mais da metade do ganho global deste período. Este incremento foi proporcionado enormemente pelo grupo de 45 a 79 anos. Tais resultados são consistentes aos observados na literatura. Em Santa Catarina nos anos 90, a principal contribuição positiva na evolução da expectativa de vida ao nascer deveu-se às doenças circulatórias, sendo que os maiores ganhos estavam concentrados nas idades mais avançadas e eram crescentes com o aumento da idade<sup>11</sup>. No Japão, entre 1970 e 2000, as cardiovasculares, em particular as doenças cerebrovasculares, proporcionaram o maior ganho na expectativa de vida ao nascer, e os grupos etários com mais de 65 anos foram os principais responsáveis por este aumento<sup>13</sup>. Na variação da expectativa de vida da Alemanha entre 1962 e 2002, as doenças cardiovasculares contribuíram substancialmente com 2,7 anos entre os homens e 3,0 anos entre as mulheres<sup>1</sup>.

A tendência de queda dos níveis de mortalidade por doenças do aparelho circulatório em Campinas, registrado ao longo destes 15 anos estudados, corresponde à situação brasileira para a qual as estatísticas apontavam a origem do declínio da mortalidade por estas causas em meados dos anos 80<sup>21,22</sup>. Uma vez que os índices de prevalência das doenças cardiovasculares aumentam com a idade devido ao envelhecimento relativo da população e à maior longevidade<sup>23</sup>, a explicação para esta queda da mortalidade e o consequente aumento do número médio de anos de vida parece estar associada às melhores condições de assistência médica e ao avanço de recursos tecnológicos para prevenção e tratamento, postergando a idade do óbito e contribuindo com o decréscimo da letalidade destas causas<sup>11,21,24</sup>. Possivelmente, a maior procura por serviços de saúde, obtida graças às campanhas e programas de saúde específicos às doenças cardiovasculares, além de diversas intervenções de saúde que priorizam o combate aos principais fatores de risco para doenças crônicas (como o tabagismo, dieta inadequada e sedentarismo) e que incentivam mudanças de comportamentos<sup>25,26</sup>, podem também ter favorecido a queda da mortalidade e o aumento da sobrevida.

O aumento dos coeficientes de mortalidade por neoplasias, entre 2000 e 2005, refletiu-se na perda de 0,11 e 0,15 ano no incremento na expectativa de vida ao nascer de homens e mulheres, respectivamente. Nos países desenvolvidos, ao contrário, as neoplasias, embora em menor proporção, contribuem positivamente com a ampliação dos anos a serem vividos desde os anos 80<sup>1,13,14</sup>. Analisando os tipos específicos de cânceres, Klenk et al.<sup>1</sup> afirmam que o câncer de estômago foi o maior responsável, entre estas doenças, pelo aumento da expectativa de vida ao nascer na Alemanha entre 1962 e 2002. Em relação ao câncer de pulmão, estudos verificaram comportamento diferente segundo o sexo na variação da expectativa de vida, tendo exercido impacto positivo entre os homens e negativo entre as mulheres<sup>1,14,17,18</sup>. Para o Brasil, as estatísticas de incidência e de mortalidade por neoplasias revelam a complexidade e as dificuldades envolvidas no desenvolvimento de estratégias para o controle destas doenças, uma vez que coexistem no país tumores associados ao alto status socioeconômico (como o de próstata e cólon e reto) e às situações de pobreza (por exemplo, o de colo de útero)<sup>27</sup>.

As doenças do aparelho respiratório contribuíram com ganhos na expectativa de vida ao nascer da população masculina e feminina, e apenas as idades de 80 anos ou mais não tiveram impacto positivo entre 2000 e 2005. Diferentemente de Campinas em que responderam por um expressivo aumento dos anos de sobrevida neste período (9,6% entre os homens e 19,1% entre as mulheres), em Santa Catarina as doenças respiratórias foram responsáveis por apenas 4,1% e 1,5% da variação da expectativa de vida ao nascer de homens e mulheres, respectivamente <sup>11</sup>. Em estudo realizado na Holanda foi verificado que as doenças pulmonares obstrutivas crônicas produziram um declínio da ampliação de anos de vida na expectativa de vida aos 60 anos e aos 85 anos de idade <sup>14</sup>.

Diversas investigações nas áreas da Epidemiologia e da Demografia indicaram o vertiginoso crescimento da violência durante a década de 90 e os primeiros anos de 2000, registrando o rápido aumento da mortalidade <sup>2,28</sup>. Frente a esta expressiva importância, as causas violentas se tornaram alvo de interesse de pesquisadores e formuladores de políticas públicas que se utilizaram de diversos métodos e indicadores para registrar a tendência e o perfil das causas de morte e para identificar os grupos sociodemográficos com maior exposição. Mais especificamente, na investigação da relação entre a mortalidade por causas externas e a expectativa de vida, vários estudos nacionais recorreram às correlações entre estes indicadores, às técnicas de Risco Competitivo em Tábuas de Vida de Múltiplo Decremento e de Anos Potenciais de Vida Perdidos <sup>2,24,28,29</sup>. Pesquisas que empregaram o método de decomposição de Pollard também apontaram o forte impacto negativo das causas externas sobre a expectativa de vida <sup>3,11,12,15</sup>.

A magnitude da influência das causas externas na expectativa de vida ao nascer é traduzida, neste estudo, pela considerável perda de 1,06 ano na população masculina entre 1991 e 2000, sendo que nos grupos etários de 15 a 44 anos de idade as reduções foram mais intensas, o que revela a mortalidade precoce de jovens e adultos. Embora, entre as mulheres de 15 a 44 anos, as causas externas tenham reduzido o aumento da expectativa de vida ao nascer, o impacto foi significativamente menor.

Estes resultados são semelhantes aos encontrados na literatura, na qual os homens, sobretudo jovens e adultos, são apontados como as principais vítimas fatais de violências e acidentes de trânsito <sup>2,3,12,15,17,28,30</sup>. De fato, em Campinas, entre 1991 e 2000, a forte

influência negativa das probabilidades de morte por causas externas de homens de 15 a 44 anos, além de ocasionar a perda de um ano de vida, ainda se expressa no discreto aumento da expectativa de vida ao nascer: ao longo de quase uma década, foram apenas 1,8 anos acrescidos no tempo médio de vida dos homens. No período seguinte, esta tendência se inverte. A apreciável queda das probabilidades de morte por causas externas na população masculina contribuiu para um significativo aumento de 2,3 anos na longevidade. Ou seja, a redução da mortalidade por estas causas respondeu por cerca de 70% do ganho total da expectativa de vida ao nascer masculina obtido entre 2000 e 2005. As principais responsáveis pela ampliação dos anos de vida foram as idades de 15 a 44, que contribuíram com 2,1 anos.

Na população feminina, incrementos relativamente pequenos na expectativa de vida ao nascer entre 2000 e 2005 indicam a reversão da tendência da diminuição dos níveis de mortalidade. Comportamento semelhante havia sido registrado por Ferreira e Castiñeiras<sup>29</sup> já para o ano de 1996 para as mulheres paulistas. Os autores, analisando o crescimento do tempo médio de vida entre 1940 e 1996 no estado, explicavam que esta quebra da tendência da mortalidade poderia ser atribuída à evolução de algumas causas de morte, como os acidentes de trânsito e as neoplasias. Outros estudos também registraram uma desaceleração da expectativa de vida feminina associada ao aumento da mortalidade por neoplasias, em especial de pulmão<sup>17</sup>, por doenças cardiovasculares e acidentes de trânsito<sup>18</sup>. A ligeira estagnação do crescimento da expectativa de vida ao nascer feminina de Campinas em 2000 a 2005 parece estar associada tanto à maior longevidade das mulheres que impõe maiores dificuldades ao aumento do número médio de anos de vida, quanto à crescente proporção de mulheres acima dos 60 anos que passam a ser mais expostas às doenças crônicas não transmissíveis cujo ritmo de queda da mortalidade apresenta-se mais lento por ser relativamente de difícil controle e eliminação. Para reverter este quadro de ganhos pouco expressivos, é de extrema importância orientar esforços no combate às causas de morte, cujas contribuições na variação da expectativa de vida ao nascer sofreram redução no decorrer dos dois períodos investigados, como é o caso, sobretudo, das neoplasias e doenças cardiovasculares.

O presente estudo, ao apontar os agrupamentos etários e o conjunto de causas de morte que menos contribuíram ou mesmo que provocaram a perda de anos a serem acrescentados na expectativa de vida ao nascer, podem auxiliar na orientação de programas e políticas públicas de saúde no combate a doenças e agravos que mais atingem cada sexo e faixa de idade, visando a redução dos riscos de mortalidade e contribuindo para o aumento da expectativa de vida ao nascer.

### **Referências**

1. Klenk J, Rapp K, Büchele G, Keil U, Weiland SK. Increasing life expectancy in Germany: quantitative contributions from changes in age- and disease-specific mortality. *Eur J Public Health*. 2007; 17(6): 587-92.
2. Simões CCS. Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2002. 141p.
3. Yazaki LM. Causas de morte e esperança de vida ao nascer no Estado de São Paulo e Regiões, 1975-1983. São Paulo: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados; 1990. 128p.
4. Bourguignon F, Morrison C. Inequality among World Citizens: 1820-1992. *Am Econ Rev*. 2002; 92(4): 727-44.
5. Oeppen J, Vaupel JW. Broken Limits of Life Expectancy. *Science*. 2002, 296:1029-31.
6. Riley JC. *Rising Life Expectancy: A Global History*. 1st ed. Cambridge (UK): Cambridge University Press; c2001. Introduction: A Global Revolution in Life Expectancy; p. 1-31.
7. Pollard JH. The expectation of life and its relationship to mortality. *J Inst Actuaries*. 1982; 109:225-40.
8. Jannuzzi PM. Projeções populacionais para pequenas áreas: métodos e aplicações. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2006. 67p. (Textos para discussão, n. 22).

9. Arriaga EE. El Análisis de la Población con Microcomputadoras. Córdoba: Universidad Nacional de Córdoba; 2001.
10. [IBGE] Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Síntese de Indicadores Sociais: Uma Análise das Condições de Vida da População Brasileira 2009. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; c2009. Aspectos Demográficos; p. 19-36. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, n. 26).
11. Botega LA, Ribeiro MM, Machado CJ. O impacto de variações na mortalidade por idade e causas sobre os ganhos na esperança de vida ao nascer em Santa Catarina, Brasil, nos anos 90. *Cad Saúde Pública*. 2006; 22(5):1079-88.
12. Romero HG, Bedoya GSE, Velásquez MEA, Marín MP. Cambio en la esperanza de vida según tres grandes grupos de causas de muerte en Medellín, Colombia, de 1989-1991 a 1994-1996. *Rev Panam Salud Publica*. 2002; 12(5):305-12.
13. Yoshinaga K, Une H. Contributions of mortality changes by age group and selected causes of death to the increase in Japanese life expectancy at birth from 1950 to 2000. *Eur J Epidemiol*. 2005; 20(1): 49-57.
14. Nusselder WJ, Mackenbach JP. Lack of improvement of life expectancy at advanced ages in The Netherlands. *Int J Epidemiol*. 2000; 29(1): 140-8.
15. Abreu DMX, Rodrigues RN. Diferenciais de mortalidade entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador, 1985-1995. *Rev Saúde Pública*. 2000; 34(5):514-21.
16. Buchalla CM, Waldman EA, Laurenti R. A mortalidade por doenças infecciosas no início e no final do século XX no Município de São Paulo. *Rev Bras Epidemiol*. 2003; 6(4):335-44.
17. Meslé, F. Écart d'espérance de vie entre les sexes: les raisons du recul de l'avantage féminin. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 2004, 52(4): 333-52.

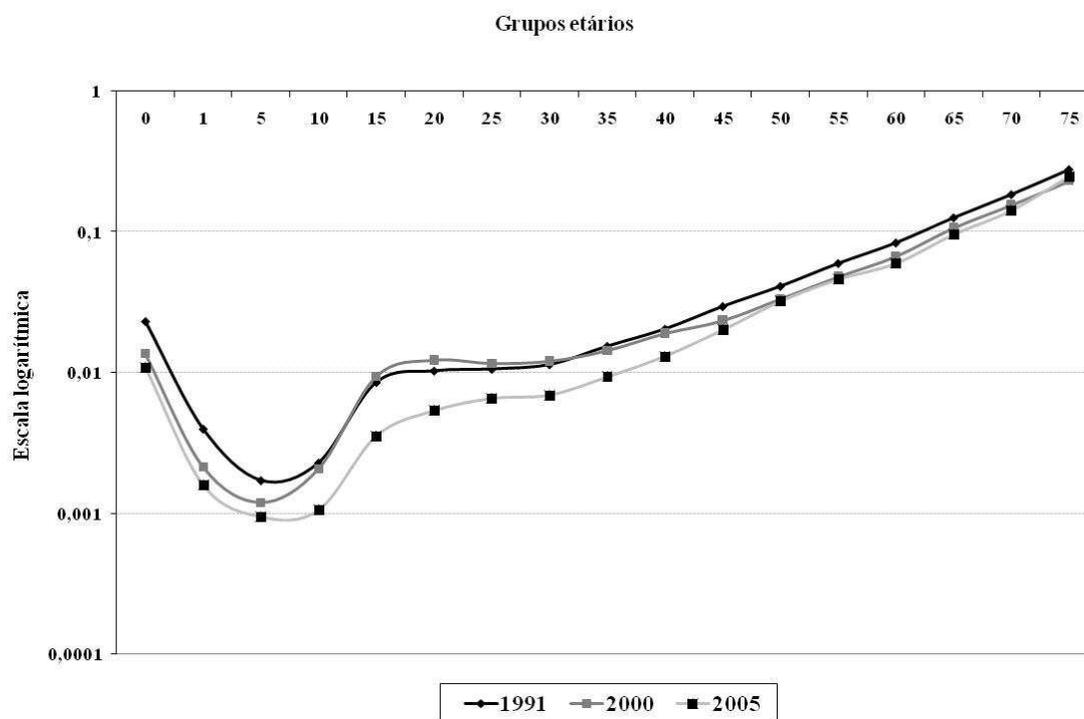
18. Conti S, Farchi G, Masocco M, Minelli G, Toccaceli V, Vichi M. Gender differentials in life expectancy in Italy. *Eur J Public Health*. 2003; 18(2): 107-12.
19. Conti S, Farchi G, Masocco M, Toccaceli V, Vichi M. The impact of the major causes of death on life expectancy in Italy. *Int J Epidemiol*. 1999; 28(5): 905-10.
20. Andreev EM, Nolte E, Shkolnikov VM, Varavikova E, McKee M. The evolving pattern of avoidable mortality in Russia. *Int J Epidemiol*. 2003; 32(4): 437-46.
21. Lima-Costa MF, Peixoto SV e Giatti L. Tendências da mortalidade entre idosos brasileiros (1980-2000). *Epidemiol Serv Saúde*. 2004; 13(4):217-28.
22. Mansur AP, Favarato D, Souza MFM, Avakian SD, Aldrighi JM, Cesar LAM, Ramires JAF. Tendência do Risco de Morte por Doenças Circulatórias no Brasil de 1979 a 1996. *Arq Bras Cardiol*. 2001; 76(6):504-10.
23. Barros MBA, César CLG, Carandina L, Torre GD. Desigualdades sociais na prevalência de doenças crônicas no Brasil, PNAD-2003. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2006; 11(4):911-26.
24. Barboni AR, Gotlieb SLD. Impacto de causas básicas de morte na esperança de vida em Salvador e São Paulo, 1996. *Rev Saúde Pública*. 2004; 38(1):16-23.
25. Malta DC, Castro AM, Gosch CS, Cruz DKA, Bressan A et al. A Política Nacional de Promoção da Saúde e a agenda da atividade física no contexto do SUS. *Epidemiol Serv Saúde*. 2009; 18(1): 79-86.
26. Monteiro CA, Cavalcante TM, Moura EC, Claro RM, Szwarcwald CL. Population-based evidence of a strong decline in the prevalence of smokers in Brazil (1989-2003). *Bull World Health Organ*. 2007; 85(7):527-34.
27. Guerra MR, Moura Gallo CV, Mendonça GAS. Risco de câncer no Brasil: tendências e estudos epidemiológicos mais recentes. *Rev Bras Cancerologia*. 2005; 51(3):227-34.

28. Aidar T. O impacto das causas violentas no perfil de mortalidade da população residente no Município de Campinas: 1980 a 2000. Rev Bras Estud Popul. 2003; 20(2):281-302.
29. Ferreira CEC; Castiñeiras LL. Está diminuindo a esperança de vida paulista? Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP. 1998; 1: 1961-74.
30. Laurenti R, Jorge MHPM, Gotlieb SLD. Perfil epidemiológico da morbimortalidade masculina. Ciênc. Saúde Coletiva. 2005; 10(1):35-46.

**Tabela 1.** Expectativa de vida ao nascer, segundo sexo. Campinas, 1991, 2000 e 2005.

Sexo	Expectativa de vida ao nascer			Anos incrementados		
	1991	2000	2005	1991/2000	2000/2005	1991/2005
Total	69,9	72,3	74,7	2,4	2,4	4,8
Homens	65,9	67,7	71,1	1,8	3,4	5,2
Mulheres	74,3	77,2	78,4	2,9	1,2	4,1

**Figura 1.** Probabilidades de morte, por grupo etário. Campinas, 1991, 2000 e 2005.



**Tabela 2.** Contribuição em número de anos e em porcentagem dos grupos etários no aumento da expectativa de vida ao nascer, segundo sexo. Campinas, 1991/2000 e 2000/2005.

Grupo Etário	Homens				Mulheres				Ambos os sexos			
	1991/2000		2000/2005		1991/2000		2000/2005		1991/2000		2000/2005	
	Anos	%	Anos	%	Anos	%	Anos	%	Anos	%	Anos	%
<b>0</b>	0,6445	31,1	0,1648	4,9	0,7396	22,9	0,2347	26,4	0,6910	26,1	0,1995	9,0
<b>1</b>	0,0975	4,7	0,0534	1,6	0,1678	5,2	0,0232	2,6	0,1302	4,9	0,0396	1,8
<b>5</b>	0,0651	3,1	-0,0020	-0,1	-0,0014	0,0	0,0397	4,5	0,0348	1,3	0,0173	0,8
<b>10</b>	0,0046	0,2	0,0816	2,4	0,0232	0,7	0,0605	6,8	0,0135	0,5	0,0720	3,3
<b>15</b>	-0,1547	-7,5	0,5830	17,5	0,0755	2,3	0,0721	8,1	-0,0485	-1,8	0,3460	15,6
<b>20</b>	-0,2276	-11,0	0,6511	19,5	0,0494	1,5	0,0512	5,8	-0,1022	-3,9	0,3755	16,9
<b>25</b>	-0,1151	-5,6	0,3855	11,6	0,0435	1,3	0,0930	10,5	-0,0480	-1,8	0,2517	11,4
<b>30</b>	-0,0705	-3,4	0,3541	10,6	0,0338	1,0	0,0821	9,2	-0,0266	-1,0	0,2293	10,4
<b>35</b>	0,0697	3,4	0,2980	8,9	-0,0041	-0,1	0,0916	10,3	0,0402	1,5	0,2018	9,1
<b>40</b>	-0,0009	0,0	0,3594	10,8	0,0890	2,8	0,0355	4,0	0,0488	1,8	0,2088	9,4
<b>45</b>	0,1989	9,6	0,1466	4,4	0,1318	4,1	0,0560	6,3	0,1772	6,7	0,1053	4,8
<b>50</b>	0,2060	10,0	0,0967	2,9	0,1503	4,7	-0,0331	-3,7	0,1902	7,2	0,0380	1,7
<b>55</b>	0,3076	14,9	0,0219	0,7	0,1508	4,7	0,0836	9,4	0,2402	9,1	0,0503	2,3
<b>60</b>	0,3566	17,2	0,1754	5,3	0,1642	5,1	0,0836	9,4	0,2736	10,3	0,1358	6,1
<b>65</b>	0,1956	9,5	0,2008	6,0	0,3036	9,4	0,1126	12,7	0,2468	9,3	0,1625	7,3
<b>70</b>	0,1584	7,7	0,1190	3,6	0,4005	12,4	0,1840	20,7	0,2754	10,4	0,1502	6,8
<b>75</b>	0,2015	9,7	-0,1275	-3,8	0,4390	13,6	-0,1122	-12,6	0,3107	11,7	-0,1209	-5,5
<b>80+</b>	0,1323	6,4	-0,2309	-6,9	0,2720	8,4	-0,2706	-30,5	0,2013	7,6	-0,2471	-11,2
<b>Total</b>	2,0695	100	3,3310	100	3,2283	100	0,8877	100	2,6488	100	2,2159	100

**Tabela 3.** Contribuição em número de anos e em porcentagem dos grupos de causas de morte no aumento da expectativa de vida ao nascer, segundo sexo. Campinas, 1991/2000 e 2000/2005.

Sexo	Causas de morte	1991/2000		2000/2005	
		Anos	%	Anos	%
<i>Homens</i>					
	<b>Infecto-Parasitárias</b>	0,2537	12,3	0,2057	6,2
	<b>Neoplasias</b>	0,2838	13,7	-0,1120	-3,4
	<b>Ap. Circulatório</b>	1,3678	66,1	0,3631	10,9
	<b>Ap. Respiratório</b>	0,5294	25,6	0,3182	9,6
	<b>Mal-definidas</b>	-0,0167	-0,8	0,2242	6,7
	<b>Causas Externas</b>	-1,0641	-51,4	2,3209	69,7
	<b>Demais causas</b>	0,7158	34,6	0,0109	0,3
	<b>Todas</b>	2,0695	100	3,3310	100
<i>Mulheres</i>					
	<b>Infecto-Parasitárias</b>	0,0753	2,3	0,0419	4,7
	<b>Neoplasias</b>	0,3439	10,7	-0,1478	-16,6
	<b>Ap. Circulatório</b>	1,4053	43,5	0,3770	42,5
	<b>Ap. Respiratório</b>	0,3729	11,6	0,1698	19,1
	<b>Mal-definidas</b>	0,0447	1,4	0,1194	13,4
	<b>Causas Externas</b>	0,0725	2,2	0,3114	35,1
	<b>Demais causas</b>	0,9137	28,3	0,0159	1,8
	<b>Todas</b>	3,2283	100	0,8877	100
<i>Ambos os sexos</i>					
	<b>Infecto-Parasitárias</b>	0,1738	6,6	0,1306	5,9
	<b>Neoplasias</b>	0,3177	12,0	-0,1295	-5,8
	<b>Ap. Circulatório</b>	1,4023	52,9	0,3769	17,0
	<b>Ap. Respiratório</b>	0,4692	17,7	0,2526	11,4
	<b>Mal-definidas</b>	0,0116	0,4	0,1771	8,0
	<b>Causas Externas</b>	-0,5418	-20,5	1,3945	62,9
	<b>Demais causas</b>	0,8161	30,8	0,0136	0,6
	<b>Todas</b>	2,6488	100	2,2159	100

**Tabela 4.** Contribuição em número de anos dos grupos de causas de morte no aumento da expectativa de vida ao nascer, segundo grupo etário e sexo. Campinas, 1991/2000 e 2000/2005.

Sexo e grupos etários	Infecto-Parasitárias	Neoplasias	Ap. Circulatório	Ap. Respiratório	Mal-definidas	Causas Externas	Demais causas	Total
<b>1991/2000</b>								
<b>Homens</b>	<b>0,2537</b>	<b>0,2838</b>	<b>1,3678</b>	<b>0,5294</b>	<b>-0,0167</b>	<b>-1,0641</b>	<b>0,7158</b>	<b>2,0695</b>
0-14	0,1518	0,0484	0,0589	0,1663	-0,0194	0,0657	0,3400	0,8118
15-29	0,1781	-0,0067	0,0606	0,0790	0,0133	-0,8791	0,0573	-0,4974
30-44	-0,0230	0,0137	0,1615	0,0618	-0,0018	-0,3024	0,0884	-0,0017
45-59	-0,0032	0,1719	0,3539	0,0855	-0,0209	-0,0009	0,1262	0,7124
60-79	-0,0349	0,0973	0,5879	0,1153	0,0159	0,0379	0,0927	0,9121
80 ou mais	-0,0152	-0,0409	0,1450	0,0214	-0,0039	0,0147	0,0112	0,1323
<b>Mulheres</b>	<b>0,0753</b>	<b>0,3439</b>	<b>1,4053</b>	<b>0,3729</b>	<b>0,0447</b>	<b>0,0725</b>	<b>0,9137</b>	<b>3,2283</b>
0-14	0,1094	-0,0062	0,0260	0,2074	-0,0109	0,0580	0,5455	0,9292
15-29	0,0336	-0,0012	0,0231	0,0409	0,0009	-0,0059	0,0771	0,1684
30-44	-0,0422	0,0172	0,0512	0,0566	0,0007	-0,0179	0,0529	0,1186
45-59	0,0034	0,0984	0,2085	0,0108	-0,0021	0,0066	0,1073	0,4328
60-79	-0,0060	0,2367	0,7942	0,0590	0,0399	0,0223	0,1612	1,3072
80 ou mais	-0,0229	-0,0010	0,3023	-0,0018	0,0161	0,0095	-0,0302	0,2720
<b>2000/2005</b>								
<b>Homens</b>	<b>0,2057</b>	<b>-0,1120</b>	<b>0,3631</b>	<b>0,3182</b>	<b>0,2242</b>	<b>2,3209</b>	<b>0,0109</b>	<b>3,3310</b>
0-14	0,0174	0,0080	0,0039	0,0707	0,0496	0,0783	0,0699	0,2978
15-29	0,0367	-0,0013	0,0201	0,0115	0,0192	1,5418	-0,0084	1,6196
30-44	0,1178	0,0434	0,0721	0,0585	0,0262	0,5812	0,1122	1,0115
45-59	0,0140	-0,1130	0,1511	0,0796	0,0346	0,1161	-0,0172	0,2652
60-79	0,0197	-0,0372	0,2232	0,1321	0,0694	0,0184	-0,0578	0,3678
80 ou mais	0,0000	-0,0120	-0,1072	-0,0342	0,0253	-0,0150	-0,0878	-0,2309
<b>Mulheres</b>	<b>0,0419</b>	<b>-0,1478</b>	<b>0,3770</b>	<b>0,1698</b>	<b>0,1194</b>	<b>0,3114</b>	<b>0,0159</b>	<b>0,8877</b>
0-14	0,0346	0,0123	-0,0080	0,0650	0,0170	0,1142	0,1230	0,3582
15-29	0,0241	0,0121	0,0076	0,0095	0,0244	0,1465	-0,0079	0,2163
30-44	0,0356	0,0010	0,0662	0,0104	0,0203	0,0609	0,0149	0,2092
45-59	-0,0101	-0,0539	0,0789	0,0509	0,0112	0,0073	0,0224	0,1065
60-79	-0,0210	-0,0936	0,2521	0,0891	0,0031	0,0125	0,0258	0,2680
80 ou mais	-0,0212	-0,0257	-0,0198	-0,0551	0,0435	-0,0299	-0,1623	-0,2706



## 4.2. Artigo 2

### **REDUÇÃO DAS DESIGUALDADES SOCIAIS NA EXPECTATIVA DE VIDA AO NASCER EM MUNICÍPIO DO SUDESTE BRASILEIRO**

### **REDUCTION OF SOCIAL INEQUALITIES IN LIFE EXPECTANCY AT BIRTH IN A CITY OF SOUTHEASTERN BRAZIL**

*Ana Paula Belon<sup>1</sup>, Marilisa Berti de Azevedo Barros<sup>1</sup>*

<sup>1</sup> Faculdade de Ciências Médicas - UNICAMP. Departamento de Medicina Preventiva e Social.

Submetido na revista “International Journal for Equity in Health”



## RESUMO

O objetivo do estudo foi avaliar as desigualdades na expectativa de vida ao nascer ( $e_0$ ), segundo estrato socioeconômico, em 2000 e 2005, em um município do Sudeste brasileiro com 1 milhão de habitantes. As 49 áreas de abrangência dos Centros de Saúde foram divididas em três estratos socioeconômicos a partir de uma abordagem ecológica, utilizando dados de renda e escolaridade do responsável pelo domicílio do Censo Demográfico de 2000. Foram construídas tábuas de mortalidade por sexo para cada estrato socioeconômico para os anos de 2000 e 2005. A  $e_0$  da população masculina e feminina residente nas áreas mais pobres era 6,9 anos e 5,5 anos inferior em comparação às áreas mais ricas em 2000. Estas desigualdades se reduziram entre 2000 e 2005, graças ao maior ganho de anos de vida no estrato Baixo. Em ambos os sexos, o aumento da expectativa de vida das áreas mais pobres foi três vezes superior ao estimado para as mais afluentes. As desigualdades sociais na  $e_0$  até a expectativa de vida aos 20 anos foram maiores entre os homens e, a partir dos 30 anos, concentraram-se nas mulheres. Os homens tiveram os maiores ganhos de anos de vida, gerando maior aproximação da  $e_0$  entre os sexos nos três estratos socioeconômicos. A redução das desigualdades sociais na  $e_0$  sugere melhores condições de vida e de saúde na população, impulsionadas por políticas sociais e de saúde. A expansão dos serviços de saúde e de políticas de transferência de renda pode ter tido efeitos positivos na redução da mortalidade e, conseqüentemente, ter contribuído para o aumento na expectativa de vida ao nascer, especialmente na população pobre.

**Palavras-chave:** Esperança de Vida ao nascer; Desigualdades em Saúde; Iniquidade Social; Mortalidade; Gênero e Saúde



## **ABSTRACT**

The aim of this study was to evaluate inequalities in life expectancy at birth by socioeconomic strata in a city of one million people in Southeastern Brazil, in the years 2000 and 2005. Through an ecological approach, the 49 areas of health care units of the city were classified into three socioeconomic strata, defined according to variables of income and educational level of the head of household in the 2000 Census. Life tables were constructed by sex for each of the three socioeconomic strata in 2000 and 2005. The life expectancy at birth of male and female population living in poor areas were 6.9 and 5.5 years lower in comparison to the affluent ones in 2000. Between 2000 and 2005, these social inequalities in life expectancy at birth reduced, since the groups with lower socioeconomic level had gained more years of life. The increase in life expectancy at birth experienced by areas with worse living conditions was 3 times higher than estimated for prosperous areas for both sexes. The social inequalities in  $e_0$  until the age of 20 were larger among males. From the age of 30, the greatest differences in life expectancy were concentrated among females. Males had the greatest gain of life years, leading to narrowing of gender differences in life expectancy at birth between 2000 and 2005 in each of the socioeconomic strata. The reduction of social inequalities in life expectancy at birth suggests better living and health conditions, resulting from social and health policies. The expansion of health care coverage and of cash transfer policies can have had positive effects on mortality reduction and on consequent increase in the life expectancy at birth, especially for the poor population.

**Keywords:** Life Expectancy at Birth; Health Inequalities; Social Inequity; Mortality; Gender and Health.



## **Introdução**

A expectativa de vida ao nascer no mundo apresenta tendência de aumento (Oeppen e Vaupel, 2002; Riley, 2001). No entanto, o acréscimo de anos de vida não é distribuído de forma igualitária entre os diferentes segmentos sociais das populações (Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Smits e Monden, 2009; Marmot, 2005). Estudos mostram profundas desigualdades sociais na expectativa de vida e no incremento de anos de vida, conforme tipo ou posição na ocupação, grau de escolaridade e rendimento dos subgrupos populacionais (Singh e Siahpush, 2006; Pearce e Dorling, 2006).

Embora não haja consenso sobre a existência da associação entre as desigualdades sociais e a mortalidade (Wilkinson, 1992; Lynch et al, 2001; Mackenbach 2002; Regidor et al, 2003; De Vogli et al., 2005; Meara et al., 2008) e sobre a intensidade dos seus efeitos em países com maiores ou menores níveis de iniquidades sociais, questionando-se se estas seriam preditores da mortalidade (Biggs et al, 2010, Wilkinson e Pickett, 2006; Moore, 2006), diversos estudos têm mostrado que os grupos sociais com piores condições de vida apresentam menor expectativa de vida (Singh e Siahpush, 2006; Pearce e Dorling, 2006; Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Marmot, 2005; Kalèdiènè, Starkuvienè e Petrauskienè, 2008; Szwarcwald et al, 1999; Donkin et al, 2002).

Em análises sobre a tendência das desigualdades sociais na expectativa de vida ao nascer, alguns estudos apontaram redução (Harper et al, 2007), enquanto em outros, as disparidades teriam se ampliado (Singh e Siahpush, 2006; Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Meara et al., 2008). Comparativamente à literatura científica internacional, no Brasil, são poucos os estudos que abordaram a relação entre desigualdade socioeconômica e mortalidade (Nunes et al., 2001; Szwarcwald et al, 1999; Barata et al, 1999). E raros são aqueles que avaliaram o impacto desta desigualdade social na expectativa de vida (Duarte et al, 2002; Szwarcwald et al, 1999), apesar da capacidade deste indicador em sintetizar o nível de mortalidade e expressar as condições de vida e de saúde da população num dado período.

A produção de indicadores para o monitoramento das desigualdades sociais em saúde ainda se revela de enorme relevância por subsidiarem avaliações de políticas públicas e a formação de agendas de prioridades (Nunes et al., 2001) com vistas à promoção da

equidade nas condições de saúde da população.

Portanto, frente ao exposto, o objetivo deste estudo é avaliar, para o município de Campinas em 2000 e 2005, as desigualdades na expectativa de vida ao nascer, segundo estrato socioeconômico.

## **Métodos**

Este estudo descritivo utilizou dados secundários para a construção de tábuas de mortalidade segundo sexo para três estratos socioeconômicos da população do município de Campinas nos anos de 2000 e 2005. A variável estrato socioeconômico foi definida mediante abordagem ecológica, utilizando dados de escolaridade e renda do responsável pelo domicílio do Censo Demográfico de 2000. Dados censitários são disponibilizados pela Secretaria Municipal de Campinas para as 49 áreas de abrangência dos Centros de Saúde de Campinas, graças à utilização de técnicas de georreferenciamento que permitiu identificar os setores censitários que compõem cada área. A estratificação socioeconômica destas áreas foi baseada nas seguintes variáveis: percentual de responsáveis pelo domicílio com rendimento igual ou superior a 10 salários mínimos, percentual com rendimento inferior a 2 salários mínimos, percentual de responsáveis de domicílio com mais de 10 anos de estudo e percentual com menos de 1 ano de escolaridade. Foi produzido um escore global para cada área de abrangência dos Centros de Saúde considerando a média de sua posição em relação a cada um dos quatro indicadores. A partir deste escore global, as áreas foram ordenadas e agrupadas em três estratos socioeconômicos, a saber, Alto, Médio e Baixo. Com uma população de cerca de 33,3% do município, cada estrato foi definido enquanto uma área socioeconômica homogênea. A estratificação delineada a partir desta técnica apresentou resultados semelhantes aos obtidos com a análise de *Cluster*, no qual se recorreu ao método hierárquico com função aglomerante de Ward/SAS 2002 (Marín-León e Barros, 2003).

Informações da população residente no ano de 2000 foram coletadas da Secretaria Municipal de Saúde (SMS), a qual, utilizando-se dos dados dos Censos Demográficos/IBGE, redistribuiu o tamanho da população segundo as áreas de abrangência dos Centros de Saúde em função das informações dos setores censitários correspondentes. Com base nos dados censitários de 1991 e 2000, a população de Campinas e das áreas de

abrangência dos Centros de Saúde do ano de 2005 foram obtidas também da SMS, que produziu estimativas intercensitárias por meio da aplicação do método AiBi, o qual possibilita calcular projeções para pequenas áreas tendo como parâmetro o crescimento populacional da área maior (Jannuzzi, 2006).

Os eventos vitais foram coletados da SMS que realiza codificação segundo as áreas de abrangência dos Centros de Saúde a partir do endereço de residência da pessoa. Do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) da Secretaria Municipal de Saúde, foram utilizados dados de nascidos vivos segundo sexo e área de residência delimitada pelos Centros de Saúde para os anos de 1999 a 2001 e 2004 a 2006. Óbitos por sexo, grupo etário e área de residência foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). Frente às dificuldades de retroalimentação dos óbitos da SMS nos anos 90 e início de 2000 que resultou na subnumeração destes dados, foi empregado o total de mortes registrado no Ministério da Saúde/DATASUS. Este total foi redistribuído em função da composição etária da mortalidade em cada estrato socioeconômico calculada com base nos dados da SMS de 1999 e 2001. Para os anos de 2004 e 2006, os óbitos utilizados foram extraídos da SMS.

No cálculo dos coeficientes específicos de mortalidade por idade para a população com mais de 1 ano de idade, foram empregadas as médias trienais dos óbitos, tendo como anos centrais 2000 e 2005. Os grupos etários empregados foram 0-1, 1-4, 5-9, 10-14, 15-19, 20-30 ... 70-80 e 80 anos ou mais. Os coeficientes de mortalidade infantil dos dois períodos analisados foram estimados a partir do quociente entre a soma dos óbitos dos menores de 1 ano de idade e a dos nascimentos de 1999 a 2001 e 2004 a 2006. Adotando-se o método de Arriaga (2001), foram calculados fatores de separação para os óbitos de menores de 1 ano do sexo masculino, feminino e de ambos nos anos de 2000 e 2005.

A partir da conversão dos coeficientes específicos de mortalidade por idade em probabilidades de morte na idade exata ( ${}_nq_x$ ), foram obtidas as demais funções da tábua de mortalidade, como a expectativa de vida ao nascer ( $e_0$ ) e a expectativa de vida na idade exata ( $e_x$ ).

As desigualdades na expectativa de vida ao nascer e nas idades exatas foram mensuradas a partir de diferenças absolutas e relativas entre os estratos socioeconômicos

Baixo e Alto.

## **Resultados**

Na população do município de Campinas, detectou-se profundas desigualdades sociais, conforme revelam os indicadores demográficos e socioeconômicos selecionados (**Tabela 1**). Na composição demográfica, verificou-se que o estrato de pior nível socioeconômico, em comparação ao de melhor condição de vida, apresentou maior participação relativa de pessoas com menos de 15 anos de idade (31,1% vs 17,9%) e menor proporção de idosos (4,9% vs 14,0%). Entre os responsáveis pelos domicílios residentes nas áreas correspondentes ao estrato Baixo, somente 4,4% tinham renda mensal igual ou superior a 10 salários mínimos e apenas 13,7% tinham mais de 10 anos de estudo. No estrato Alto, estes valores foram respectivamente de 44,5% e 60,4%.

A expectativa de vida ao nascer da população do estrato Alto foi a mais elevada nos dois anos estudados, sendo de 75,2 anos em 2000 e 76,5 em 2005 (**Tabela 2**). Os menores valores foram observados no estrato Baixo, com 68,7 anos em 2000 e 72,3 anos em 2005. A expectativa de vida feminina foi superior à masculina nos três estratos socioeconômicos em 2000 e 2005. Todavia, os maiores ganhos de anos de vida durante este período ocorreram entre os homens em todos os estratos socioeconômicos.

Comparando a variação da expectativa de vida ao nascer entre 2000 e 2005 segundo os estratos socioeconômicos, observou-se que o maior incremento ocorreu nas áreas de pior condição de vida, sendo de 4,7 anos na população masculina e 2,2 anos na feminina. Entre as mulheres, somente no estrato Médio não foi registrado aumento da expectativa de vida ao nascer, sendo muito pequeno o incremento no estrato Alto (**Tabela 2**).

As maiores desigualdades na expectativa de vida ao nascer entre os estratos socioeconômicos foram registradas entre os homens em ambos os anos analisados, sendo que, em 2000, a distância entre os estratos Alto e Baixo atingiu um valor próximo a 7 anos. Entre as mulheres, 5,5 anos foi a diferença registrada em 2000. Entre 2000 e 2005, as desigualdades entre ambos os estratos reduziram para 4,3 anos no sexo masculino e 3,6 anos no feminino (**Tabela 2**).

O padrão da expectativa de vida por idade exata não divergiu do verificado na tabela anterior: em cada idade os valores decrescem do estrato Alto para o Baixo, e as mulheres detiveram as maiores expectativas de vida em todas as idades (**Tabela 3**). Na análise das diferenças na expectativa de vida entre os sexos, observa-se padrão diferenciado conforme a idade. Analisando unicamente os estratos extremos, verifica-se que, em 2000, o estrato Baixo apresentou as maiores desigualdades entre os sexos no tempo médio de vida ao nascer até a expectativa de vida na idade exata de 20 anos, sendo que a distância entre homens e mulheres foi de aproximadamente 10 anos. A partir da idade de 30 anos, as maiores diferenças entre os sexos foram registradas no estrato de alto nível socioeconômico. Este padrão etário das diferenças entre os sexos se manteve no ano de 2005. A magnitude destas diferenças entre os sexos em cada estrato socioeconômico declinou entre 2000 e 2005, passando de 8,2 para 6,4 anos no estrato Alto, e de 9,6 para 7,1 anos no Baixo.

Na **Figura 1**, são apresentadas as diferenças absolutas e relativas entre a expectativa de vida do estrato Baixo em relação ao Alto para cada sexo em 2000 e 2005. Nos dois anos estudados e em ambos os sexos, as maiores diferenças absolutas se concentraram nas idades jovens e diminuíram consistentemente com o avanço da idade. Ainda, as diferenças absolutas foram mais elevadas nos homens até os 20 anos de idade e a partir da expectativa de vida aos 30 anos as desigualdades sociais no indicador foram maiores entre as mulheres. As desigualdades entre os estratos Alto e Baixo, no período, diminuíram mais intensamente entre os homens jovens. Em 2000, enquanto a expectativa de um jovem de 15 anos de idade do sexo masculino era 6,9 anos inferior ao estimado no estrato de melhor nível socioeconômico, em 2005 a distância entre ambos é de apenas 3,9 anos.

Analisando-se as diferenças relativas entre as expectativas de vida dos homens residentes nas áreas correspondentes aos dois estratos socioeconômicos, observa-se que, no ano de 2000, entre os jovens se concentraram os maiores índices, sendo em torno de 12% (**Figura 1**). Entre as mulheres, ao contrário do gradiente observado nos índices absolutos, verifica-se que foram nas idades mais avançadas que as desigualdades, em termos percentuais, foram mais expressivas. Ou seja, embora as distâncias em anos da expectativa de vida entre os estratos tenham sido menores nas idades mais avançadas, estas

apresentaram um maior peso relativo em comparação às idades mais jovens. Em 2000, por exemplo, a diferença entre as expectativas das mulheres nos dois estratos era de apenas 2,1 anos. No entanto, em termos relativos, esta diferença significou uma distância entre os grupos de 17,0% - maior índice registrado na população feminina. Em 2005, houve, de modo geral, redução das diferenças relativas e registrou-se um padrão de crescimento com o avançar da idade, o qual foi mais evidente no sexo feminino.

### **Discussão**

O presente estudo revela um gradiente na expectativa de vida ao nascer segundo as condições de vida da área em que reside a população, expressando o impacto de fatores sociais sobre a saúde. Apesar do município de Campinas ter uma expectativa de vida ao nascer, estimada em 74,7 anos para o ano de 2005 (Belon e Barros, 2011), acima da média brasileira e do estado de São Paulo (IBGE, 2006), há no interior do município importantes diferenças no tempo médio de vida geradas pelas condições de vida desiguais.

Os resultados deste estudo foram produzidos a partir da análise regional da mortalidade com emprego de informações de nível agregado, uma vez que as fontes de dados das estatísticas vitais do país apresentam preenchimento deficitário de informações de natureza socioeconômica, como escolaridade, ocupação e raça/cor. Portanto, devido à esta incompletude destas variáveis no registro de óbitos (Romero, 2006) que inviabilizam a sua aplicação para a construção de estratos socioeconômicos e a consequente exploração desta relação no nível individual, recorreu-se aos dados censitários do ano de 2000. Desse modo, como a unidade de análise é a população, uma limitação do estudo é que os resultados encontrados não se refletem necessariamente nos indivíduos que compõem cada estrato socioeconômico.

Por outro lado, sabe-se que a utilização de informações de nível agregado apresenta como limitação o fato de produzir médias dos indicadores (Dwyer, 2005; Regidor et al., 2003). E, em Campinas, várias áreas de abrangência dos Centros de Saúde apresentam grande extensão territorial ou importantes desigualdades socioeconômicas em seu interior. Todavia, a adoção das áreas de abrangência dos Centros de Saúde como unidade espacial da estratificação social apresenta importantes vantagens em termos de atuação de políticas

públicas de saúde, uma vez que a construção de indicadores para estas unidades político-administrativas possibilita a avaliação de suas ações de saúde e a orientação de suas intervenções.

Com a estratificação socioeconômica das áreas de abrangência dos Centros de Saúde, foram identificadas acentuadas desigualdades na expectativa de vida ao nascer e nas idades exatas, tendo as áreas correspondentes ao estrato de baixo nível socioeconômico, como esperado, as menores expectativas de vida tanto em 2000, quanto em 2005. Resultados semelhantes foram verificados por Szwarcwald et al (1999) em estudo ecológico realizado no município do Rio de Janeiro em 1991, os quais apontaram que as áreas com maior concentração de pobreza apresentaram os menores índices de expectativa de vida ao nascer, sendo que na região mais carente a diferença, em relação à média, foi superior a 9 anos.

No entanto, em Campinas, um importante achado foi que as desigualdades sociais na expectativa de vida reduziram entre 2000 e 2005. Em 2000, um recém-nascido da área de condições de vida mais precárias viveria em média 6,5 anos a menos comparado a aquele das áreas mais prósperas. Já em 2005 esta diferença diminuiu para 4,2 anos.

Em alguns países, pesquisas detectaram aumento das desigualdades sociais na expectativa de vida (Kalèdiènè, Starkuvienè e Petrauskienè, 2008; Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Pearce e Dorling, 2006; Singh e Siahpush, 2006; Donkin et al, 2002; Raleigh e Kiri 1997). Estudo realizado na Nova Zelândia (Pearce e Dorling, 2006) apontou a ampliação da desigualdade de renda como principal explicação para o aumento das disparidades entre a expectativa de vida dos distritos de saúde do país entre 1980 e 2001, a qual, entre os homens, passou de 2,3 para 3,8 anos. Em análise sobre as disparidades da expectativa de vida entre os *counties* dos Estados Unidos categorizados segundo grau de privação, Singh e Siahpush (2006) verificaram que, embora os indicadores socioeconômicos tenham melhorado de forma generalizada, o gradiente social entre estes grupos se manteve e a distância do tempo médio de vida foi ampliada de 2,8 para 4,5 anos entre 1980 e 2000, devido os grupos com maior nível socioeconômico terem experimentado maiores ganhos de anos de vida.

Em Campinas, a redução das desigualdades sociais na expectativa de vida é decorrente do significativo incremento de anos de vida das áreas correspondentes ao estrato

de baixo nível socioeconômico, o qual, para a população de ambos os sexos, foi 3 vezes superior ao calculado para as regionais mais prósperas. Na população masculina e feminina, os maiores ganhos nestas áreas mais pobres representaram o acréscimo de 4,7 e 2,2 anos, respectivamente. Duarte et al (2002) também observaram que os estados brasileiros com menores índices de expectativa de vida ao nascer foram justamente aqueles que apresentaram os maiores incrementos de anos de vida entre 1991 e 1999, sendo que esta relação foi estatisticamente significativa no caso da população masculina. No entanto, estudos internacionais que verificaram crescimento da diferença da expectativa de vida apontaram que as áreas mais ricas ou pessoas com melhores condições de vida foram aquelas que mais se beneficiaram do aumento de anos de vida (Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Pearce e Dorling, 2006; Singh e Siahpush, 2006; Raleigh e Kiri, 1997). Brønnum-Hansen e Baadsgaard (2007), analisando o incremento de anos de vida em homens de 30 anos ou mais entre 1996 e 2005 na Dinamarca, estimaram que os ganhos foram de apenas 0,73 entre aqueles com baixo nível educacional, ao passo que entre aqueles com maior escolaridade foi de 1,06 anos. Também nos Estados Unidos foi verificado que os maiores incrementos na expectativa de vida aos 25 anos ocorreram entre aqueles com maior escolaridade, enquanto que, no outro grupo, o índice praticamente não se alterou entre 1990 e 2000 (Meara et al, 2008). No caso da Lituânia, Kalėdiénė, Starkuvienė e Petrauskienė (2008) descreveram que as pessoas com menor nível de escolaridade sofreram perdas de anos de vida ocasionadas principalmente pelas causas externas, produzindo diminuição da expectativa de vida entre 1989 e 2001.

O presente estudo ainda revelou o quanto o peso das desigualdades sociais na expectativa de vida se expressa em cada sexo. Assim como observado em outros países (Meara et al, 2008; Pearce e Dorling, 2006; Raleigh e Kiri, 1997), foram os homens, durante o período analisado, que experimentaram os maiores ganhos de anos de vida, o que, aliado ao crescimento mais lento ou mesmo à estagnação do tempo médio de vida das mulheres, permitiu o encurtamento das distâncias na expectativa de vida entre os sexos nos três grupos socioeconômicos entre 2000 e 2005. De acordo com Belon e Barros (2011), reduções de mortalidade por causas externas em Campinas entre 2000 e 2005 contribuíram

enormemente para a ampliação da expectativa de vida masculina, representando 69,7% do total de anos adicionados durante o período.

Em relação às diferenças no tempo médio de vida entre os sexos, destaca-se que a diminuição destas desigualdades, no período abordado, foi mais acentuada no estrato de baixo nível socioeconômico. Contudo, em 2005, esta camada ainda detinha as maiores desigualdades entre homens e mulheres comparativamente às áreas mais prósperas, sendo respectivamente de 7,1 e 6,4 anos. Sing e Siahpush (2006) e Raleigh e Kiri (1997) também constataram que a maior diferença entre os sexos ocorria nas regiões com piores índices de privação. No caso da Inglaterra (Raleigh e Kiri, 1997), as diferenças entre os sexos nos distritos de saúde com maiores e menores índices de privação variou entre 6,6 e 5,4 anos.

Outra dimensão das desigualdades sociais na expectativa de vida entre os sexos que os achados apontam é que, entre os estratos socioeconômicos extremos, as distâncias da expectativa de vida ao nascer até a expectativa de vida na idade de 20 anos são maiores no sexo masculino. Por exemplo, em 2000, um recém-nascido do sexo masculino das áreas correspondentes ao pior nível socioeconômico viveria em média 7 anos a menos em relação à criança do estrato Alto, enquanto esta diferença no sexo feminino seria de 5,5 anos.

A expectativa de vida feminina ser superior à dos homens é um fato observado na maioria dos países. No entanto, é interessante constatar ainda que, assim como registrado na Inglaterra (Raleigh e Kiri, 1997), em Campinas tanto em 2000 quanto em 2005, a expectativa de vida masculina das áreas de melhor nível socioeconômico é inferior à feminina referente às áreas de piores condições de vida.

Em outras pesquisas que também verificaram estas diferenças entre os sexos na expectativa de vida e em outros indicadores de mortalidade, foram formuladas algumas hipóteses para explicar as razões pelas quais o impacto das desigualdades socioeconômicas é maior entre os homens (Singh e Siahpush, 2006; Macintyre e Hunt, 1997; Raleigh e Kiri, 1997; Mackenbach et al., 1999; Barata et al, 1999). Uma primeira explicação seria que as condições de vida desfavoráveis estariam mais associadas à adoção de comportamentos nocivos à saúde (tabagismo e consumo excessivo de álcool, por exemplo) entre os homens do que entre as mulheres. Estes comportamentos seriam fatores de risco para doenças e agravos (tais como causas externas, doenças respiratórias e hepáticas) que, por sua vez,

exercem maior impacto na mortalidade masculina, sobretudo nos indicadores de mortes prematuras (Raleigh e Kiri, 1997; Mackenbach et al., 1999). Ou seja, diferenças entre os sexos no padrão dos comportamentos relacionados à saúde explicariam parcialmente as diferenças entre sexos no padrão da mortalidade. E, ainda que esteja ocorrendo uma aproximação entre os sexos em relação aos comportamentos não saudáveis, as mulheres seriam mais propensas a adotá-los com maior moderação e recorreriam mais frequentemente aos serviços de saúde (Vallin, 2004). Outra explicação, de certo modo complementar à anterior, seria a maior incidência de mortes violentas nas áreas de pior nível socioeconômico, sendo os homens os mais expostos a estes eventos (Raleigh e Kiri, 1997; Barata et al, 1999). Ainda na literatura encontra-se uma interpretação de cunho psico-social, na qual se afirma que as mulheres seriam menos vulneráveis às condições sociais adversas e que os coeficientes de mortalidade da população masculina seriam mais sensíveis ao contexto socioeconômico (Macintyre e Hunt, 1997).

No caso de Campinas, estudos anteriores mostram que as desigualdades sociais se manifestam tanto nas causas de mortes naturais quanto nas violentas (Belon e Barros, 2011), bem como indicam que a mortalidade masculina é superior à registrada para as mulheres (Barros et al., 2008). Partindo destes dados, torna-se evidente que a população masculina residente nas áreas de piores condições de vida é o grupo mais exposto a estas causas de morte, seja em comparação aos homens do estrato de melhor nível socioeconômico, seja em relação às mulheres moradoras das áreas mais precárias.

Interessante observar que, a partir da idade de 30 anos, as distâncias da expectativa de vida entre os estratos se tornaram maiores entre as mulheres. Uma razão seria que as mortes por causas externas, que são as principais determinantes da mortalidade precoce entre os homens, passariam a ser menos frequentes a partir dos 30 anos. Além desta, outra possível explicação seria que, embora os indicadores de saúde da população feminina sejam melhores, há um acúmulo, ao longo da vida, de situações de desvantagem entre as mulheres mais pobres que se manifestam na fase adulta e idosa, produzindo disparidades da expectativa de vida entre as áreas de maior e menor nível socioeconômico.

Apesar da maior aproximação da expectativa de vida ao nascer e em outras idades entre 2000 e 2005, as desigualdades ainda permanecem altas. Possivelmente, estas

disparidades sociais estejam relacionadas a estilos de vida diferentes segundo estratos socioeconômicos, sendo que os grupos com piores condições de vida estariam mais expostos a fatores de risco a diversas doenças e agravos, tais como sedentarismo, consumo abusivo de álcool, obesidade, dieta alimentar inadequada (Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Cockerham 2008; Cockerham 1998; Singh e Siahpush, 2006; Kalédiènè, Starkuvienè e Petrauskienè, 2008). Cockerham (1998) ainda acrescenta nesta discussão a posse de recursos, percebida como acúmulo de potencial para sustentar as escolhas e as mudanças de estilo de vida, explicando que as pessoas com melhores condições socioeconômicas teriam maior facilidade em adotar comportamentos saudáveis. Nesse sentido, intervenções na área da saúde voltadas para mudanças de comportamento têm grandes possibilidades em reduzir as desigualdades sociais na saúde, embora políticas voltadas diretamente a garantir equidade de condições de vida ainda sejam mais importantes, considerando que as iniquidades sociais são as principais determinantes de doença e mortalidade precoce (Singh e Siahpush, 2006; Marmot, 2005).

A aproximação do tempo médio de vida entre os estratos socioeconômicos em Campinas, entre os anos de 2000 e 2005 sugere, não apenas melhoria nos indicadores de mortalidade, mas também que medidas como ampliação da cobertura dos serviços de saúde, políticas de transferência de renda entre outros, estão garantindo melhores condições de saúde e de vida com reflexos positivos na redução da mortalidade e no consequente aumento da expectativa de vida ao nascer, em particular na população mais carente.

No Brasil, as políticas públicas de transferência de renda, programas voltados à educação que proporcionaram maior acesso ao ensino (desde a educação básica até o nível superior), inclusive com alfabetização de adultos, e que criaram incentivos à permanência na escola, além de políticas e programas de segurança alimentar (como combate à fome) e de proteção social, embora não diretamente direcionadas para melhorar as condições de saúde, podem ter contribuído com a redução da mortalidade e expansão dos anos de vida. Para o período aqui analisado, pesquisas sobre os programas de transferência de renda afirmavam que estes geraram um grande impacto na diminuição da pobreza e das desigualdades sociais (Medeiros, Brito e Soares, 2006), tendo promovido o declínio do grau de desigualdade de renda e o aumento da renda média das pessoas mais pobres entre 2000 e

2005 (IPEA, 2006). Recentes diagnósticos indicam a ampliação da cobertura dos programas de transferência de renda com expressivos impactos positivos na diminuição das desigualdades de renda e no acesso e permanência no ensino fundamental (IBGE, 2010), o que possivelmente pode contribuir ainda mais para a aproximação da expectativa de vida entre diferentes grupos sociais. Outro aspecto a ser considerado sobre os programas de transferência de renda na redução das desigualdades em saúde são as condicionalidades impostas, as quais não se restringem ao campo da educação, mas se estendem à saúde e à segurança alimentar, abrangendo o esquema de imunização e acompanhamento do pré-natal, e monitoramento do desenvolvimento infantil com vigilância nutricional e alimentar. Apesar de serem escassos os estudos direcionados à avaliação dos impactos dos programas de transferência de renda sobre a saúde (Magalhães et al, 2007), provavelmente o recebimento do recurso monetário e o cumprimento das contrapartidas estipuladas pelos programas têm promovido maior acesso aos serviços de saúde e bem-estar nutricional, gerando melhorias nas condições de saúde.

Outro fator importante que pode explicar a diminuição das desigualdades sociais na mortalidade são as políticas e os programas de serviços de saúde. Shi et al (1999) afirmam que, embora pouco explorada pelos diversos modelos de determinantes de saúde, a organização dos serviços de saúde exerceria interação com as variáveis contextuais de concentração de renda, corroborando para amenizar os efeitos adversos à saúde produzidos pelas desigualdades sociais. No Brasil, a expansão do Programa de Saúde da Família consiste num importante marco na redução das desigualdades sociais no acesso aos serviços de saúde (Goldbaum et al, 2005). Possivelmente, a oferta e o acesso aos serviços de saúde do Sistema Único de Saúde no município podem ter compensado, ainda que parcialmente, os efeitos nefastos das desigualdades sociais, reduzindo os níveis de mortalidade da população de menor status socioeconômico que é o grupo de maior dependência do sistema público. A expansão da oferta de programas específicos de promoção à saúde e prevenção de doenças e seus fatores de risco, além da maior assistência à saúde com ampliação da cobertura do Programa de Saúde da Família, podem ter favorecido a queda dos níveis de mortalidade, sobretudo em relação aos grupos sociais com piores condições de vida, gerando maior aproximação do tempo médio de vida.

Estes resultados demonstram claramente o impacto das desigualdades socioeconômicas na situação da mortalidade. No entanto, as reduções nas distâncias da expectativa de vida entre os estratos socioeconômicos evidenciam possibilidades em garantir à população maior equidade de condições de saúde. O estudo pode contribuir para o direcionamento de ações e políticas de saúde, pautadas na realidade de cada grupo socioeconômico, visando reduzir ainda mais as desigualdades sociais na mortalidade.

### **Referências**

1. Arriaga EE. *El Análisis de la Población con Microcomputadoras*. Córdoba: Universidad Nacional de Córdoba, 2001
2. Barata RB, Ribeiro MCSA, Moraes JC. Desigualdades sociais e homicídios em adolescentes e adultos jovens na cidade de São Paulo em 1995. *Rev Bras Epidemiol*. 1999;2(1/2):50-9
3. Barros MBA, Almeida SM, Restituti MC, Marín-Leon L, Belon AP. *Mortalidade e Gênero*. Campinas: Departamento de Medicina Preventiva e Social, Faculdade de Ciências Médicas, Universidade Estadual de Campinas/Secretaria Municipal de Saúde; 2008. (Boletim de Mortalidade)
4. Belon AP; Barros MBA. Expectativa de vida ao nascer: impacto das variações na mortalidade por idade e causas de morte em município do Sudeste brasileiro. *Cad Saúde Pública*. 2011 (no prelo)
5. Biggs B, King L, Basu S, Stuckler D. Is wealthier always healthier? The impact of national income level, inequality, and poverty on public health in Latin America. *Soc Sci Med* 2010; 71:266-73
6. Brønnum-Hansen H, Baadsgaard M. Increasing social inequality in life expectancy in Denmark. *Eur J Public Health*. 2007; 17(6): 585-6
7. Cockerham WC. *Health Behaviour*. In: Cockerham WC. *Medical Sociology*. 7 ed. New Jersey: Prentice Hall, 1998, p. 84-101
8. Cockerham WC. *Social Causes of Health and Disease*. Cambridge: Polity Press, 2008. 2 ed.
9. Donkin A, Goldblatt P, Lynch K. Inequalities in life expectancy by social class,

- 1972-1999. *Health Statistics Quarterly*. 2002; 15:5-15
10. Duarte EC, Schneider MC, Paes-Sousa R, Silva JB, Castillo-Salgado C. Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. *Pan Am J Public Health* 2002; 12(6): 436-44.
  11. Dwyer J. Global Health and Justice. *Bioethics*. 2005; 19(5/6):460-75.
  12. Goldbaum M, Gianini RJ, Novaes HMD, César CLG. Health services utilization in areas covered by the family health program (Qualis) in Sao Paulo City, Brazil. *Rev Saúde Pública*. 2005; 39(1): 90-9.
  13. Harper S, Lynch J, Burris S, Smith GD. Trends in the Black-White Life Expectancy Gap in the United States, 1983-2003. *JAMA*. 2007; 297(11):1224-32.
  14. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Síntese de Indicadores Sociais 2005. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; c2006. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, n. 17).
  15. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Síntese de Indicadores Sociais: Uma Análise das Condições de Vida da População Brasileira 2010. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; c2010. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, n. 27).
  16. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Nota técnica sobre a recente queda da desigualdade. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; c2006.
  17. Jannuzzi PM. Projeções populacionais para pequenas áreas: métodos e aplicações. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2006. 67p. (Textos para discussão, n. 22).
  18. Kalėdienė R, Starkuvienė S, Petrauskienė J. Inequalities in life expectancy by education and socioeconomic transition in Lithuania. *Medicina (Kaunas)* 2008; 44(9):713-22
  19. Lynch J, Davey-Smith G, Hillemeier M, Shaw M, Raghunathan T, Kaplan G. Income inequality, the psycho-social environment and health: comparisons of wealthy nations. *Lancet* 2001; 358: 194-200
  20. Macintyre S, Hunt K. Socio-economic position, gender and health: How do they interact? *J Health Psychology*. 1997; 2: 315-24

21. Mackenbach JP, Kunst AE, Groenhof F, Borgan JK, Costa G et al. Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study. *Am J Public Health* 1999; 89(12): 1800-1806
22. Magalhães R, Burlandy L, Senna MCM. Desigualdades sociais, saúde e bem-estar: oportunidades e problemas no horizonte de políticas públicas. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2007; 12(6):1415-21
23. Marín-León L, Barros MBA. Mortes por suicídio: diferenças de gênero e nível socioeconômico. *Rev Saúde Pública*. 2003; 37(3):357-63
24. Marmot M. Social determinants of health inequalities. *Lancet*. 2005; 365. p. 1099-104
25. Meara E, Richards S, Cutler DM. The gap gets bigger: changes in mortality and life expectancy, by education, 1981-2000. *Health Affairs*. 2008; 27(2): 350-9
26. Medeiros M, Britto T, Soares F. Transferência de renda no Brasil. *Novos Estudos*. 2007; 79:5-21
27. Moore S. Peripherality, income inequality, and life expectancy: revisiting the income inequality hypothesis. *Inter J Epidemiol* 2006; 35:623-32.
28. Navarro V. Inequalities are Unhealthy. *Monthly Review*. 2004; 56(2):26-30.
29. Nunes A, Santos JRS, Barata RB, Viana SM. Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento. Brasília: Organização Pan-Americana/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2001. 224p.
30. Oeppen J, Vaupel JW. Broken Limits of Life Expectancy. *Science*. 2002, 296:1029-31.
31. Pearce J, Dorling D. Increasing geographical inequalities in health in New Zeland, 1980-2001. *Inter J Epidemiol*. 2006; 35:597-603
32. Raleigh VS, Kiri VA. Life expectancy in England: variations and trends by gender, health authority, and level of deprivation. *J Epidemiol Community Health*. 1997; 51:649-58.
33. Regidor E, Calle ME, Navarro P, Dominguez V. Trends in the association between average income, poverty and income inequality and life expectancy in Spain. *Soc Sci Med*. 2003; 56: 961-71

34. Riley JC. *Rising Life Expectancy: A Global History*. 1st ed. Cambridge (UK): Cambridge University Press; c2001. Introduction: A Global Revolution in Life Expectancy; p. 1-31.
35. Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis sócio-econômicas e demográficas dos óbitos de crianças menores de um ano registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade do Brasil (1996/2001). *Cad. Saúde Pública*. 2006; 22(3): 673-81
36. Singh GK, Siahpush M. Widening socioeconomic inequalities in US life expectancy, 1980-2000. *Inter J Epidemiol*. 2006;35:969-79.
37. Shi L, Startfield B, Kennedy B, Kawachi I. Income, inequality, primary care, and health indicators. *J Fam Pract*. 1999; 48(4):275-84
38. Smits J, Monden C. Length of life inequality around the globe. *Soc Sci Med*. 2009; 68:1114-23
39. Szwarcwald CL, Bastos FI, Viacava F, Andrade CL. Income inequality and homicide rates in Rio de Janeiro, Brazil. *Am J Public Health* 1999; 89(6):845-50
40. Szwarcwald CL, Bastos FI, Esteves MAP, Andrade CLT, Paez MS, Medici EV, Derrico M. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Cad. Saúde Pública* 1999; 15(1):15-28
41. Vallin J. Mortalidade, sexo e gênero. In: Pinnelli A (org). *Gênero nos estudos de população*. Vol. 2, Demographicas. Campinas: Abep; 2004. p. 15-54
42. De Vogli R, Mistry R, Gnesotto R, Cornia GA. Has the relation between income inequality and life expectancy disappeared? Evidence from Italy and top industrialized countries. *J Epidemiol Community Health* 2005; 59:158-62
43. Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Soc Sci Med*. 2006; 62:1768-84
44. Wilkinson RG. Income distribution and life expectancy. *BMJ*. 1992;304:165-8

**Tabela 1.** Indicadores demográficos e socioeconômicos dos estratos socioeconômicos. Campinas, 2000.

<b>Indicadores</b>	<b>Baixo</b>	<b>Médio</b>	<b>Alto</b>	<b>Campinas</b>
% População com 0-14 anos	31,1	22,6	17,9	24,0
% População com 60 anos ou mais	4,9	9,9	14,0	9,5
% Domicílios em aglomerados subnormais	24,9	9,1	1,3	11,1
% Responsáveis pelo domicílio com renda mensal de até 2 salários mínimos	28,6	18,4	9,9	18,1
% Responsáveis pelo domicílio com renda mensal igual ou superior a 10 salários mínimos	4,4	21,0	44,5	25,2
% Responsáveis pelo domicílio com menos de 1 ano de estudo	9,8	5,9	2,5	5,9
% Responsáveis pelo domicílio com 10 anos de estudo ou mais	13,7	33,8	60,4	37,3
<b>Total da População em 2000*</b>	329.567	324.797	313.793	968.157
<b>Total da População em 2005*</b>	386.114	332.666	309.819	1.028.599

Fonte: Censo Demográfico/IBGE, 2000. Tabulação própria.

\* Dados da população são da Secretaria Municipal de Saúde.

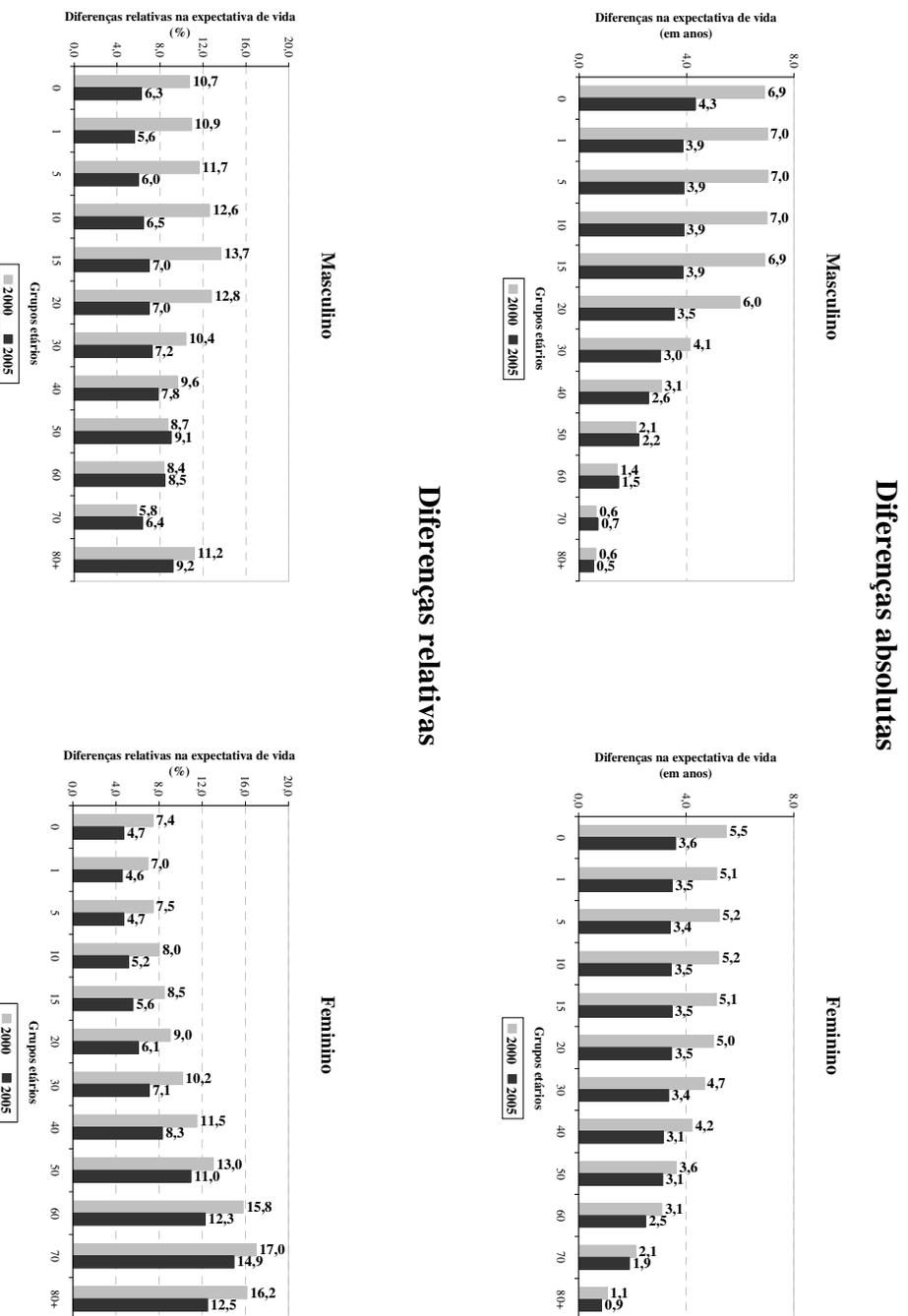
**Tabela 2.** Expectativa de vida ao nascer por sexo, segundo estratos socioeconômicos. Campinas, 2000 e 2005.

Estratos socioeconômicos	Expectativa de Vida ao Nascer		Aumento entre 2000 e 2005	Diferença na expectativa de vida ao nascer (anos) em relação ao Alto	
	2000	2005		2000	2005
<b>Homens</b>					
Alto	71,1	73,2	2,1	-	-
Médio	68,1	70,4	2,3	-3,0	-2,8
Baixo	64,2	68,9	4,7	-6,9	-4,3
<b>Mulheres</b>					
Alto	79,3	79,6	0,3	-	-
Médio	77,7	77,6	0,0	-1,6	-2,0
Baixo	73,8	76,0	2,2	-5,5	-3,6
<b>Total</b>					
Alto	75,2	76,5	1,3	-	-
Médio	72,7	73,9	1,2	-2,5	-2,6
Baixo	68,7	72,3	3,6	-6,5	-4,2

**Tabela 3.** Expectativa de vida e diferença entre os sexos, segundo estratos socioeconômicos. Campinas, 2000 e 2005.

Idade	2000			2005		
	Alto	Médio	Baixo	Alto	Médio	Baixo
<b>Homens</b>						
0	71,1	68,1	64,2	73,2	70,4	68,9
1	71,1	68,2	64,1	72,8	70,2	68,9
5	67,3	64,4	60,3	69,0	66,3	65,1
10	62,4	59,5	55,4	64,0	61,4	60,1
15	57,5	54,6	50,6	59,1	56,5	55,2
20	52,8	50,3	46,8	54,2	51,8	50,7
30	43,8	42,0	39,7	44,9	42,7	41,9
40	34,8	33,5	31,7	35,6	33,5	33,0
50	26,2	25,4	24,1	26,7	25,1	24,5
60	18,3	17,7	16,9	18,8	17,3	17,3
70	11,5	11,2	10,9	11,6	10,6	10,9
80+	6,1	5,8	5,5	6,3	5,8	5,8
<b>Mulheres</b>						
0	79,3	77,7	73,8	79,6	77,6	76,0
1	79,0	77,6	73,9	79,2	77,4	75,7
5	75,2	73,7	70,0	75,3	73,5	71,9
10	70,3	68,8	65,1	70,3	68,6	66,9
15	65,3	63,9	60,2	65,4	63,6	61,9
20	60,4	59,0	55,4	60,5	58,7	57,0
30	50,6	49,3	45,9	50,6	48,9	47,3
40	40,9	39,8	36,7	40,9	39,3	37,7
50	31,5	30,4	27,9	31,6	29,9	28,5
60	22,7	21,8	19,6	22,8	21,3	20,3
70	14,6	13,9	12,5	14,6	13,5	12,7
80+	7,7	7,3	6,6	7,7	7,2	6,8
<b>Diferença entre sexos</b>						
0	8,2	9,5	9,6	6,4	7,2	7,1
1	7,9	9,3	9,8	6,4	7,2	6,8
5	7,9	9,3	9,7	6,3	7,2	6,8
10	7,9	9,3	9,7	6,3	7,2	6,8
15	7,8	9,3	9,6	6,3	7,1	6,7
20	7,6	8,7	8,6	6,3	6,8	6,4
30	6,8	7,3	6,2	5,7	6,2	5,4
40	6,1	6,3	5,0	5,3	5,8	4,7
50	5,3	5,0	3,8	4,9	4,9	4,0
60	4,4	4,1	2,7	4,0	4,0	3,0
70	3,1	2,7	1,6	2,9	2,9	1,7
80+	1,5	1,5	1,1	1,4	1,4	1,1

**Figura 1.** Desigualdades na expectativa de vida entre o estrato socioeconômico Alto e o Baixo, segundo sexo. Campinas, 2000 e 2005.



### 4.3. Artigo 3

#### **DESIGUALDADE SOCIAL NA MORTALIDADE: DIFERENÇAS DE GÊNERO E NÍVEL SOCIOECONÔMICO EM MUNICÍPIO BRASILEIRO**

#### **SOCIAL INEQUALITY IN MORTALITY: GENDER AND SOCIOECONOMIC DIFFERENCES IN A BRAZILIAN CITY**

*Ana Paula Belon<sup>1</sup>, Marilisa Berti de Azevedo Barros<sup>1</sup>, Letícia Marín-León<sup>1</sup>*

<sup>1</sup> Faculdade de Ciências Médicas - UNICAMP. Departamento de Medicina Preventiva e Social.



## RESUMO

O objetivo deste estudo foi analisar a magnitude das desigualdades sociais na mortalidade na população residente em município do Sudeste brasileiro no período 2004-2008. As 49 áreas de abrangência dos centros de saúde do município de Campinas foram agrupadas em três estratos socioeconômicos, definidos através de variáveis de renda e escolaridade do Censo de 2000. Foram calculados coeficientes de mortalidade por sexo, grupos etários e causas de morte para cada estrato. Razões entre taxas e intervalos de confiança de 95% foram estimados para o estrato Baixo e Médio em relação ao Alto. Os coeficientes de mortalidade por grupos etários apresentaram gradiente social com riscos de morte crescentes do estrato de melhor para o de pior nível socioeconômico, sendo as desigualdades maiores nas idades jovens e adultas. Em todos os grupos de causas de morte, as desigualdades foram estatisticamente significativas. As desigualdades entre os estratos Baixo e Alto foram maiores no sexo feminino, excetuando-se para as causas externas. As maiores desigualdades entre os homens foram registradas para homicídios (RT=2,4), acidentes de trânsito (RR=1,6) e doenças cerebrovasculares (RR=1,6). Nas mulheres, as doenças cerebrovasculares e as crônicas de vias áreas inferiores apresentaram desigualdades mais elevadas, sendo o risco de morte no estrato Baixo 2,2 vezes maior. Somente a neoplasia de mama registrou gradiente social invertido. Como as precárias condições de vida estão relacionadas à adoção de comportamentos nocivos à saúde e a dificuldades no acesso aos serviços de saúde de qualidade, para reduzir as desigualdades sociais na mortalidade, o Sistema Único de Saúde deve assegurar maior acesso médico-hospitalar e desenvolver programas de promoção de estilo de vida mais saudável entre os grupos mais vulneráveis. E, frente à expressiva importância das causas externas na parcela mais pobre da população, políticas intersetoriais de segurança pública e saúde devem ser priorizadas para combater a violência fatal.

**Palavras-chave:** Desigualdades em Saúde; Iniquidade Social; Mortalidade; Causas de Morte; Gênero e Saúde.



## ABSTRACT

The aim of this study was to analyze the magnitude of social inequalities in mortality among population living in a city of one million people in Southeastern Brazil, in 2004-2008. The 49 areas of health care units were classified into three homogeneous strata using 2000 Census small-area socioeconomic indicators. Mortality rates by age group, sex and cause of death (ICD10 codes) were calculated for each stratum. Rates ratio (RR) and 95% confidence intervals were estimated for low and middle stratum in relation to the highest. In general, age-group-specific mortality rates had a social gradient with declining risks of death from higher to lower stratum. The inequalities were larger among younger age groups. In overall mortality, inequalities among strata were statistically significant. Inequalities between Low and High stratum were higher among females, except for external causes of injury. The greatest differences among males were recorded for homicides (RR=2.4), traffic accidents (RR=1.6) and cerebrovascular diseases (RR=1.6). Among women, cerebrovascular and chronic lower respiratory diseases showed the greatest inequalities, both with risk of death 2.2 times higher in the lower stratum. Only breast cancer had a reversed social gradient. Since unfavorable living conditions are related to unhealthy behaviors and to difficulties in access to health services, to reduce the health disparities, the National Health System should assure greater access to health services and promotion of healthier lifestyle among vulnerable groups. Due to the great importance of external causes in the poor population, intersectoral interventions related to the public safety and health should be prioritized to combat the deadly violence.

**Keywords:** Health Inequalities; Social Inequity; Mortality; Cause of Death; Gender and Health.



## **Introdução**

Grupos populacionais com menor nível de escolaridade, com baixos rendimentos per capita e que vivem em moradias em condições precárias estão mais expostos a diversos fatores de risco para doenças e agravos, adoecem com maior frequência, não realizam consultas médicas periodicamente, e morrem precocemente em comparação a aqueles que desfrutam de melhores condições de vida. Esta assertiva advém de diversos estudos que analisaram a relação entre as desigualdades sociais e a saúde (Drumond Jr e Barros, 1999; Szwarcwald et al, 1999a; Pearce et al, 2002; Marmot, 2005; Wilkinson e Pickett, 2008). Independentemente das correntes teóricas a que estes se filiam, dos métodos aplicados, do enfoque ser pautado no nível individual ou agregado, ou ainda das variáveis escolhidas, há consenso acerca da existência de gradiente social na saúde e mortalidade.

A relação entre desigualdades sociais e mortalidade se expressa de diferentes formas e com diferentes consequências a depender da idade (Murray et al, 2006; Pearce et al, 2002), do sexo (Mackenback et al, 1999; Zajacova, 2006), e do tipo de doença ou lesão que levam a óbito (Marmot, 2005; Adler e Ostrove, 1999). No entanto, mesmo considerando as especificidades da idade, do sexo e das causas básicas de óbito, encontram-se na literatura estudos que divergem acerca da magnitude e, por vezes, mesmo em relação à direção das desigualdades sociais na mortalidade, sendo que as diferenças destes resultados somente podem ser parcialmente explicadas pelo tipo de desenho de estudo, pelas variáveis empregadas para estratificação social, pelo período de tempo e unidade territorial de análise escolhidos (Wilkinson e Pickett, 2006).

Na análise no nível individual, pesquisas têm explorado as desigualdades sociais na mortalidade, a partir principalmente de classes sociais construídos com base na ocupação (Muntaner et al, 2004; Pearce et al, 2002; Weires et al, 2008), bem como de indicadores de escolaridade e/ou de renda (Mackenback et al, 2003; Mackenback et al, 2004; Huisman et al, 2005; Huisman et al, 2004). Estudos que analisam a relação no nível agregado têm privilegiado a abordagem espacial, analisando as variações geográficas da saúde e da mortalidade com base em características socioeconômicas das áreas e dos indivíduos residentes (Singh e Siahpush, 2002; Szwarcwald et al, 1999a; Marín-Léon e Barros, 2003; Drumond Jr e Barros, 1999). No entanto, no Brasil, a maioria destes estudos concentra a

análise em apenas um aspecto da mortalidade, privilegiando, por exemplo, a mortalidade global (Silva et al, 1999), mortes por homicídios (Barata et al, 2008; Barata et al, 1999; Bastos et al, 2009) ou por doenças coronarianas (Ishitani et al, 2006).

Somada à restrição destes recortes analíticos, a produção científica brasileira sobre as desigualdades sociais em mortalidade é também limitada, sobretudo, quando se considera as profundas disparidades sociais que assolam o país. Além disso, a tendência de redução dos níveis de mortalidade estimula ainda o interesse em mensurar como os indicadores se expressam no interior de uma sociedade, avaliando como diferentes segmentos sociais podem se beneficiar destes avanços. Nesse sentido, é imprescindível explorar as diferentes faces que a mortalidade assume no cenário de condições de vida desiguais de acordo com a idade, sexo e causas básicas de morte.

Portanto, o objetivo deste estudo é analisar a magnitude das desigualdades sociais na mortalidade, expresso em diferentes indicadores de mortalidade, na população residente no município de Campinas no período de 2004 a 2008.

## **Métodos**

Realizou-se um estudo descritivo com base em dados secundários referentes ao período de 2004 a 2008 para o município de Campinas, os quais foram utilizados para a construção de três estratos socioeconômicos e elaboração dos indicadores de mortalidade. Os dados censitários do IBGE do ano de 2000 referentes ao tamanho da população residente e às variáveis socioeconômicas, assim como no caso das estatísticas vitais, foram disponibilizados pela Secretaria Municipal de Saúde (SMS) segundo as áreas de abrangência dos Centros de Saúde.

Para a análise das desigualdades sociais em mortalidade, empregou-se uma estratégia ecológica de construção dos estratos socioeconômicos. A partir dos dados censitários de 2000, cada uma das 49 áreas de abrangência de Centro de Saúde do município foi categorizada segundo a condição socioeconômica, determinada pela escolaridade e pelo rendimento do responsável pelo domicílio. A escolaridade foi analisada a partir de duas categorias, a saber, o percentual de responsáveis pelo domicílio com menos de 1 ano de estudo e o percentual com mais de 10 anos. Para o rendimento mensal, foram analisados o percentual de

responsáveis de domicílio que recebiam menos de 2 salários-mínimos e o percentual com 10 salários-mínimos ou mais. Pautando-se nestes indicadores, as áreas de abrangência dos Centros de Saúde foram ordenadas segundo a porcentagem de cada indicador. A média das posições nos quatro indicadores determinou um escore global para cada área de abrangência, a partir do qual as unidades novamente foram reordenadas, estabelecendo uma classificação hierárquica das áreas segundo as condições socioeconômicas. Visando garantir um terço da população em cada estrato socioeconômico, foram estabelecidas três divisões que definiram os estratos Baixo, Médio e Alto.

Projeções populacionais referentes ao ano de 2006 para as 49 áreas de abrangência dos Centros de Saúde foram calculadas pela SMS a partir do método AiBi, o qual permite que estimativas populacionais para pequenas áreas sejam realizadas, tendo como base a tendência de crescimento da população da área maior em que aquelas estão inseridas (Jannuzzi, 2006).

Todos os coeficientes de mortalidade foram calculados por sexo e para cada estrato de nível socioeconômico, utilizando as médias de óbitos referentes ao período de 2004 a 2008 e os dados populacionais de 2006. Neste estudo, foi analisado o coeficiente geral de mortalidade padronizado pelo método direto adotando como padrão a estrutura etária, segundo sexo, de Campinas em 2000, e os coeficientes específicos por grupos etários decenais. Para a população de 20 anos de idade ou mais, foram estimados os coeficientes específicos de mortalidade por causas básicas de morte segundo sexo, padronizados por idade pelo método direto, empregando novamente a estrutura etária da população de cada sexo de Campinas no ano de 2000 como padrão.

Foram calculados coeficientes de mortalidade para os cinco principais grupos de causas de morte. Os seguintes capítulos da CID-10 foram analisados para ambos os sexos: neoplasias malignas (capítulo 2), doenças do aparelho circulatório (capítulo 9), doenças do aparelho respiratório (capítulo 10), doenças do aparelho digestivo (capítulo 11) e causas externas (capítulo 20).

Para os coeficientes de mortalidade por causas específicas, foram incluídas aquelas que apresentavam frequência igual ou superior a 60 casos na estrutura de mortalidade dos maiores de 20 anos de idade em cada sexo. Na população masculina, foram estudados o

infarto agudo do miocárdio (I21), doenças cerebrovasculares (I60-I69), pneumonia (J12-J18), doenças crônicas de vias áreas inferiores (J40-J47), acidente de trânsito (V01-V89), homicídio (X85-Y09), além das neoplasias malignas de estômago (C16), traquéia, brônquios e pulmões (C33-C34) e próstata (C61). Para a neoplasia de próstata, os dados de mortes são referentes à população de 40 anos ou mais, devido à inexistência de casos nas faixas etárias mais jovens. Foram analisados, no sexo feminino, neoplasia de mama (C50), infarto agudo do miocárdio (I21), doenças cerebrovasculares (I60-I69), pneumonia (J12-J18) e doenças crônicas de vias áreas inferiores (J40-J47).

Ainda, foram aferidos, através do método proposto por Armitage (1971), os intervalos de confiança de 95% para as razões entre as taxas de mortalidade dos estratos socioeconômicos Baixo e Médio considerando o Alto como referência.

## **Resultados**

Indicadores referentes às características da população, dos domicílios e dos seus respectivos responsáveis mostram a situação de desvantagem das áreas definidas como de baixo nível socioeconômico (**Tabela 1**). A estrutura etária destas áreas é caracterizada pela maior presença, em termos relativos, de jovens com menos de 15 anos (31,1%) em contraposição à menor de idosos (4,9%), produzindo um Índice de Envelhecimento de apenas 15,9% (cinco vezes inferior ao estrato socioeconômico Alto). Cerca de 25% dos domicílios particulares permanentes do estrato Baixo localizam-se em regiões de aglomerados subnormais e apenas 0,2% possuem 4 banheiros ou mais. Neste estrato, os indicadores dos responsáveis dos domicílios apontam que apenas 4,4% recebem 10 salários-mínimos ou mais e 2,4% completaram o Ensino Superior.

De modo geral, os piores indicadores de mortalidade ocorreram no estrato de piores condições de vida (**Tabela 2**). Os coeficientes de mortalidade geral padronizados dos estratos de baixo e médio nível socioeconômico apresentaram diferença estatisticamente significativa em relação ao estrato Alto em ambos os sexos. A mortalidade global foi 20% e 50% maior no estrato Baixo em comparação ao Alto no sexo masculino e feminino, respectivamente. As razões significativamente elevadas foram também observadas entre as taxas dos estratos Médio e Baixo. Os coeficientes de mortalidade por grupo etário

mostraram, em geral, gradiente social decrescente das áreas de pior para as de melhor nível socioeconômico. No sexo masculino, apenas as desigualdades sociais nos coeficientes de mortalidade dos grupos etários menores de 10 anos e 80 anos ou mais não foram estatisticamente significativas nos dois estratos em relação ao Alto, e somente no estrato Médio o grupo de 50 a 59 anos também não apresentou diferença significativa. As desigualdades sociais entre os estratos foram mais acentuadas no grupo etário de 10 a 19 anos tanto no estrato Baixo (2,3), quanto no Médio (1,8). Entre as mulheres, as diferenças não foram estatisticamente significativas, entre os estratos de baixo e alto nível socioeconômico, apenas nas idades menores de 20 anos e 80 anos ou mais. No estrato Médio, comparativamente ao Alto, as diferenças não foram significativas apenas nos grupos etários de 0 a 9 anos e 40 a 49 anos. Nas mulheres, a razão entre os coeficientes do estrato Baixo e Alto foi maior nas idades de 30 a 39 anos (1,9). Entre os estratos Médio e Alto, as maiores desigualdades se concentraram nas mulheres com 20 a 29 anos, com uma razão entre taxas de 1,8.

Na **Tabela 3**, são apresentados os coeficientes e as razões entre as taxas de mortalidade por grandes grupos de causas de morte entre os estratos socioeconômicos. Para a maioria dos grupos, observa-se diminuição dos coeficientes de mortalidade à medida que se passa do estrato Baixo para o Alto. Em todos os grupos de causas e em ambos os sexos, as diferenças entre os estratos Baixo e Médio em comparação ao Alto foram estatisticamente significativas. Entre os homens, as maiores diferenças ocorreram na mortalidade por causas externas, a qual foi 2 vezes maior no estrato de piores condições de vida em comparação ao Alto, e nas doenças respiratórias, para a qual a razão entre as taxas do Médio e as áreas de referência foi de 1,5. As desigualdades na mortalidade feminina entre os estratos extremos foram mais profundas nas doenças cardiovasculares e respiratórias, atingindo um coeficiente 80% e 70% superior em relação ao estrato Alto. Observa-se ainda que as desigualdades na mortalidade entre os estratos Baixo e Alto foram maiores no sexo feminino, com exceção das mortes por causas externas.

Quanto às causas específicas no sexo masculino (**Tabela 4**), verifica-se que a razão entre os coeficientes do estrato Baixo em relação ao Alto apenas não foi significativa na neoplasia de pulmão, brônquios e traquéia, enquanto no Médio não foi significativa para

acidente de trânsito, neoplasia de pulmão e próstata. Os maiores diferenciais entre os estratos extremos foram detectados nos homicídios (2,4), acidentes de trânsito (1,6) e doenças cerebrovasculares (1,6). Entre os estratos de médio e alto nível socioeconômico, as desigualdades foram mais acentuadas para homicídios e doenças crônicas de vias áreas inferiores, tendo sido registrado, para ambos, coeficientes 60% maiores em relação às áreas de melhores condições de vida.

No sexo feminino (**Tabela 5**), as desigualdades sociais nas cinco doenças avaliadas foram estatisticamente significativas. Nos estratos extremos, as maiores desigualdades sociais na mortalidade foram registradas nas doenças cerebrovasculares (2,2) e nas doenças crônicas de vias áreas inferiores (2,2). Em contraposição às demais causas analisadas, para as neoplasias de mama, os coeficientes de mortalidade foram maiores no estrato de melhores indicadores socioeconômicos, apresentando gradiente social invertido, com diferenças estatisticamente significativas. A mortalidade por neoplasia de mama foi 0,7 menor no estrato socioeconômico Baixo em comparação ao Alto, ou, em outros termos, foi aproximadamente 50% maior neste estrato considerando como referência as áreas de piores condições de vida.

## **Discussão**

A análise das desigualdades sociais na mortalidade em Campinas revela o impacto negativo das desigualdades socioeconômicas, medida pelos indicadores de escolaridade e de renda dos responsáveis pelo domicílio, sobre a saúde, mostrando a concentração dos piores indicadores de saúde e o excesso de mortes nas áreas de condições precárias de vida em comparação ao estrato de melhor nível socioeconômico.

Algumas considerações devem ser feitas quanto a problemas metodológicos presentes neste estudo. Por empregar como unidade de análise a população, uma limitação deste estudo é que os resultados não podem ser atribuídos aos indivíduos. Como os coeficientes de mortalidade estimados refletem as médias para cada estrato, as pessoas residentes nas áreas correspondentes não necessariamente estão expostas aos mesmos riscos, podendo caracterizar falácia ecológica. A inexistência de dados demográficos e socioeconômicos mais recentes para a população geral determinou o emprego de variáveis do censo de 2000

para a construção dos estratos socioeconômicos. Desse modo, reconhece-se a defasagem dos dados, não contemplando as possíveis transformações na esfera socioeconômica. Outra limitação é a utilização das áreas de abrangência de Centros de Saúde, uma vez que podem conter heterogeneidades internas decorrentes das características da própria formação histórica do município, apesar dos estratos serem relativamente homogêneos. Todavia, esta opção foi adotada porque responde adequadamente às demandas da administração da saúde, podendo esta avaliar e implementar suas políticas e programas.

Os resultados deste estudo são consistentes com pesquisas prévias que mostraram, para a grande maioria das causas de morte, a desigualdade social na mortalidade, com prejuízo para os grupos populacionais mais vulneráveis ou as áreas de piores condições de vida (Drumond Jr e Barros, 1999; Silva et al, 1999; Marmot, 2005; Mackenbach et al, 2004; Wilkinson e Pickett, 2008; Rey et al, 2009). Diversos autores também confirmaram o comportamento distinto das desigualdades sociais na mortalidade conforme os grupos etários (Pearce et al, 2002; Huisman et al, 2005; Huisman et al, 2004), sexo (Zajacova, 2006) e as causas de morte estudadas (Auger et al, 2009; Huisman et al, 2005; Weires et al, 2008).

Interessante observar que as maiores desigualdades sociais na mortalidade se concentraram na população jovem e adulta, embora persistam diferenças significativas nas idades mais velhas. Em países europeus, foi encontrado redução das desigualdades na mortalidade entre grupos educacionais com o avanço da idade, sendo que a razão entre as taxas que era de 1,98 no grupo etário de 30 a 39 anos no sexo masculino passou para 1,18 entre os de 80 a 89 anos (Huisman et al, 2004). Esse padrão diverge do registrado no estudo conduzido na Nova Zelândia (Pearce et al, 2002), onde, entre 1995 e 1997, o gradiente da classe social na mortalidade foi maior entre os idosos em comparação às idades jovens. No entanto, de forma geral, a persistência e mesmo o aumento das desigualdades sociais na mortalidade, verificado em alguns estudos, entre as pessoas com mais de 60 anos de idade sugere tanto que as condições de vida desiguais ainda influenciam a saúde dos idosos, quanto que o padrão e níveis de mortalidade neste grupo é reflexo das desigualdades sociais na saúde ao longo da vida (Jefferys, 1996).

Diferentemente das causas de morte analisadas, a mortalidade por neoplasia de mama feminina foi maior nas áreas de melhores condições socioeconômicas. Os resultados desta análise confirmaram a constatação de trabalhos prévios (Mackenbach et al, 1999; Huisman et al, 2005; Strand et al, 2007). Estes dados corroboram os achados de Drumond Jr e Barros (1999) que verificam, para o município de São Paulo, gradiente decrescente das regiões de melhor para pior nível socioeconômico para neoplasia de mama. Em investigação sobre as desigualdades na mortalidade segundo status socioeconômico e mortalidade na população adulta na Suécia, Weires et al (2008) também observaram gradiente invertido nas mortes por neoplasia de mama feminina. Alguns possíveis fatores para esta direção oposta das desigualdades sociais podem estar relacionados ao padrão de fecundidade das mulheres com melhores condições de vida, como a opção pela nuliparidade e a postergação da maternidade (Strand et al, 2007). Em uma revisão sistemática da literatura, Weir et al (2007) registraram outros fatores de risco, para além daqueles, como consumo abusivo de álcool, obesidade pós-menopausa, elevado consumo de calorias totais, e uso de terapia de reposição hormonal e de anticoncepção oral. Estudos indicam maior prevalência destes fatores na população com padrão socioeconômico mais elevado (Wunsch et al, 2008; Pinto Neto, 2002).

Para a neoplasia de próstata, embora não tenha sido verificado um padrão bem-definido de distribuição da mortalidade segundo os estratos socioeconômicos, a desigualdade entre os estratos extremos foi acentuada. Tais achados reforçam os resultados obtidos por outros estudos (Huisman et al, 2005). Contudo, estudo de base individual realizado na Suécia indicou maiores coeficientes de mortalidade por neoplasia de próstata entre homens com maior status socioeconômico (Weires et al, 2008). Possivelmente, a maior mortalidade em homens residentes nas áreas mais pobres pode estar atrelada ao menor acesso aos exames preventivos. César e Goldbaum (2005) identificaram, em municípios do estado de São Paulo, diferença estatisticamente significativa entre grupos de escolaridade do responsável pela família e a realização de exame para detecção de câncer de próstata. Entre os homens com 12 anos ou mais de estudo, 56,8% realizaram o exame, ao passo que entre os de menor escolaridade o índice foi de apenas 35,2%. Estas evidências somadas aos dados de mortalidade assinalam, portanto, a necessidade de direcionar ações,

principalmente, a estes homens para assegurar a detecção precoce da doença e o tratamento oportuno.

A ausência de um gradiente na mortalidade masculina por neoplasia de pulmão, brônquios e traquéia sugere não distinção da distribuição do tabagismo entre os grupos socioeconômicos no município de Campinas. Estes achados diferem de outros estudos que registraram maior mortalidade entre aqueles com menor status socioeconômico (Huisman et al, 2005; Weires et al, 2008; Mackebanch et al, 2004; Jha et al, 2006). Mackenbach et al (2004), por exemplo, verificaram que homens e mulheres com menor nível de escolaridade apresentavam maiores coeficientes de mortalidade em vários países europeus. Jha et al (2006) encontrou para a população masculina adulta da Inglaterra e País de Gales, Polônia, Estados Unidos e Canadá maiores coeficientes de mortalidade no estrato social mais baixo. Alguns estudos, analisando este gradiente, apontam efeitos de coorte referentes à mudança dos padrões do tabagismo. De acordo com Adler e Ostrove (1999), nos países desenvolvidos o hábito de fumar era mais prevalente em pessoas com melhores condições de vida, com posterior difusão do tabagismo nas outras camadas sociais. Com a intensa campanha anti-tabágica, a diminuição da prevalência do tabagismo foi maior naquele grupo com reflexos positivos na redução da mortalidade por neoplasias de pulmão. Possivelmente, em Campinas, este efeito de coorte aparecerá num futuro breve, podendo ampliar as desigualdades sociais na mortalidade por esta causa, sobretudo considerando que, no município, a prevalência do tabagismo é significativamente superior entre as pessoas com menor escolaridade e que residem em moradias precárias (Souza e Barros, 2008). Nesse sentido, além de campanhas de combate à epidemia tabágica voltadas para a população em geral, as políticas e intervenções devem ser delineadas especialmente para os grupos sociais com piores condições de vida, com vistas a garantir o maior acesso aos serviços de saúde e a adesão ao tratamento anti-fumo (Souza e Barros, 2008).

Os coeficientes de mortalidade por doenças cardiovasculares no estrato de condições de vida desfavoráveis foi 1,4% e 1,7% maior em comparação às áreas correspondentes ao estrato Alto para homens e mulheres, respectivamente. Valores crescentes da mortalidade em estratos de piores condições de vida também foram verificados no infarto agudo do miocárdio e nas doenças cerebrovasculares em ambos os sexos. Estes dados são

consistentes com os apontados na literatura internacional (Murray et al, 2006). Os resultados do estudo de Drumond Jr e Barros (1999) sobre as desigualdades sociais na população adulta residente no município de São Paulo confirmam este gradiente de mortalidade. Ishitani et al (2006) verificaram associação inversa entre escolaridade e mortalidade por doenças cardiovasculares e, em particular, por cerebrovasculares e hipertensivas, na população adulta de municípios brasileiros selecionados. Nos Estados Unidos (Singh e Siapush, 2002) populações residentes em áreas socioeconômicas menos privilegiadas tiveram maior mortalidade por doenças cardiovasculares, registrando uma diferença do coeficiente de mortalidade em relação às áreas mais ricas de 79% entre homens e de 94% entre as mulheres. Fenômeno semelhante foi observado também em países europeus entre grupos de menor nível educacional e de ocupações manuais (Mackenbach et al, 2003). Todavia, em pesquisa realizada em Québec, com população com mais de 20 anos de idade, constatou-se associação inversa entre os coeficientes de mortalidade por doenças do aparelho circulatório e o grau de desigualdade de renda das áreas (Auger et al, 2009).

Várias são as explicações do risco mais elevado no estrato de baixo e médio nível socioeconômico. Primeiramente, os fatores de risco para estas doenças cardiovasculares, como inatividade física, dieta inadequada, tabagismo e obesidade, são mais frequentes entre aqueles com menor renda e escolaridade (Banks et al, 2006). Outro agravante se refere a menor procura e acesso aos serviços de saúde pelos segmentos populacionais com piores indicadores socioeconômicos, dificultando a realização de ações preventivas (César e Goldbaum, 2005; Huisman et al, 2005). Algumas doenças, como as cerebrovasculares, são mais sensíveis à assistência à saúde, e, portanto, a falta de acesso ou a baixa qualidade dos serviços de saúde podem aprofundar as desigualdades sociais na prevalência e mortalidade (Drumond Jr e Barros, 1999). A maior concentração destas mortes evitáveis nas áreas mais carentes pode estar refletindo tanto a baixa qualidade da assistência à saúde prestada a este segmento populacional, quanto à dificuldade de acessá-la. Frente a sua importância na população residente em áreas de precárias condições de vida, torna-se necessário direcionar ações específicas com maior eficácia para garantir equidade na prevenção e no controle das doenças cerebrovasculares, de forma a contribuir com a diminuição da mortalidade.

Em relação aos homicídios entre os homens, assim como em Campinas, Lima e Ximenes (1998), Szwarcwald et al (1999a), Szwarcwald et al (1999b), Barata et al (2008), Peres et al (2008) e Bastos et al (2009) também observaram que os coeficientes de mortalidade aumentam conforme as condições de vida das áreas pioram. Nas áreas de indicadores socioeconômicos desfavoráveis, a violência é uma constante ameaça, sobretudo na população masculina, o que explica o risco 2,4 vezes maior no estrato Baixo em comparação ao Alto.

Os acidentes de trânsito na população masculina foram mais frequentes entre moradores das áreas de menor nível socioeconômico, sendo o risco 60% maior do que o verificado para as áreas de melhores condições de vida nos homens. Outros trabalhos, todavia, mostraram coeficientes mais elevados nas áreas com melhores condições de vida (Bastos et al, 2008; Lima e Ximenes, 1998). Os dados diferentes de Campinas podem ser parcialmente explicados pelo crescente coeficiente de mortalidade de motociclistas, agravado pela maior presença de motocicletas na frota de veículos no município de Campinas nos anos 2000 (Barros et al, 2009), tendo em vista que a motocicleta foi adotada principalmente pela população de baixa renda como meio de transporte frente ao seu custo mais acessível.

Outro achado importante do estudo foi a sobremortalidade masculina em todos os grupos etários e grandes conjuntos de causas básicas de morte. Estes dados indicam, de certo modo, a mortalidade prematura dos homens e revelam a influência de fatores sociais e culturais na adoção de padrões de comportamentos não saudáveis, como o menor uso de serviços de saúde, a maior exposição a situações de violência e a maior prevalência de fatores de risco para inúmeras doenças, como consumo abusivo de álcool e tabagismo (Laurenti et al, 2005; Mackenbach et al, 1999). No entanto, ao analisar apenas as razões entre taxas dos estratos socioeconômicos extremos, constatou-se que as desigualdades sociais foram mais acentuadas no sexo feminino para neoplasias malignas, doenças do aparelho circulatório e respiratório, bem como para as doenças específicas infarto agudo do miocárdio, doenças cerebrovasculares, pneumonia e doenças crônicas de vias áreas inferiores. Entre os homens, as maiores desigualdades sociais, entre os estratos de baixo e alto nível socioeconômico, ocorreram apenas para as causas externas. Mackenbach et al

(1999), em estudo de base individual de vários países como Estados Unidos, Finlândia e Itália, apontaram maiores distâncias apenas na mortalidade por doenças cardiovasculares e, em particular, por doenças isquêmicas do coração entre as mulheres de menor e maior nível educacional, em contraposição às neoplasias, doenças respiratórias e às causas externas para as quais as razões de mortalidade foram mais acentuadas na população masculina. Rey et al (2009), verificaram, para a França, diferenças socioeconômicas significativamente maiores em homens, em comparação às mulheres, para doenças respiratórias e digestivas, além das causas externas. Portanto, diferentemente das conclusões destes estudos internacionais acerca das desigualdades socioeconômicas serem menores em mulheres, os dados de Campinas indicam que as diferenças de renda e de escolaridade do responsável pelo domicílio aprofundam as desigualdades na mortalidade entre as mulheres, apesar de seus menores coeficientes de mortalidade em comparação aos homens.

Frente aos resultados deste estudo, pode-se pensar em algumas formas para reduzir as desigualdades sociais na mortalidade. Uma primeira estratégia seria reduzir as desigualdades socioeconômicas, considerando que as condições de vida influenciam a saúde (Murray et al, 2006; Marmot, 2005). E, ainda, de acordo com Pearce et al (2002), estas ações promoveriam mudanças no estilo de vida, com a diminuição da exposição a diversos fatores de risco, como o tabagismo, exercendo um forte impacto positivo na redução das disparidades sociais na mortalidade.

Outro determinante social da saúde, que explica parcialmente as desigualdades sociais na mortalidade, refere-se à assistência à saúde, compreendendo tanto a oferta e sua qualidade, quanto o acesso aos serviços de saúde, aos exames preventivos e às terapias farmacológicas ou não-farmacológicas (César e Goldbaum, 2005; Duarte et al, 2002; Adler e Ostrove, 1999; Drumond Jr e Barros, 1999; Black et al, 1986). Portanto, outra estratégia seria aumentar a oferta dos serviços de saúde e reduzir as possíveis diferenças quanto à qualidade da assistência prestada (Murray et al, 2006).

Pode-se concluir que a disparidade socioeconômica no interior de Campinas reflete-se na distribuição desigual da mortalidade que se expressa em magnitudes diferenciadas segundo sexo, grupo etário e causa de morte. A identificação das diferenças dos níveis de mortalidade entre grupos sociais pode contribuir, na agenda do setor saúde, para a redução

das desigualdades na saúde atendendo demandas específicas de cada área do município. Mas, sua contribuição não se restringiria apenas ao campo da saúde, podendo abarcar outras instâncias da esfera pública. Tendo em vista que as desigualdades de mortalidade são expressão da realidade socioeconômica do município, os indicadores podem auxiliar no delineamento de estratégias com vistas à equidade das condições de vida e saúde.

## Referências

1. Adler NE, Ostrove JM. Socioeconomic Status and Health: What we know and what we don't. *Annals of the NY Academy Science*. 1999; 896:3-15
2. Armitage P. *Statistical Methods in Epidemiology*. Oxford: Blackwell. 1971 In: *Statistical Methods in Medical Research*. p. 426-41.
3. Auger N, Zang G, Daniel M. Community-level income inequality and mortality in Québec, Canada. *Public Health* 2009; 123: 438-43
4. Banks J, Marmot M, Oldfield Z, Smith JP. Disease and Disadvantage in the United States and in England. *JAMA*. 2006; 295(17): 2037-45.
5. Barata RB, Ribeiro MCSA, Moraes JC. Desigualdades sociais e homicídios em adolescentes e adultos jovens na cidade de São Paulo em 1995. *Rev Bras Epidemiol*. 1999; 2(1/2):50-9
6. Barata RB, Ribeiro MCSA, Sordi M. Desigualdades sociais e homicídios na cidade de São Paulo, 1998. *Rev Bras Epidemiol*. 2008; 11(1):3-13
7. Barros MBA, Marín-León L, Belon AP, Almeida SM, Restitui MC. Empresa Municipal de Desenvolvimento de Campinas. Núcleo de Prevenção de Violências e Acidentes e Promoção à Saúde. Acidentes de Trânsito em Campinas: Ocorrências e Mortalidade. *Boletim de Mortalidade n. 43*. Campinas: s.n., 2009
8. Bastos MJRP, Pereira JA, Smarzaró DC, Costa EF, Bossanel RCL et al. Análise ecológica dos acidentes e da violência letal em Vitória, ES. *Rev Saúde Pública*. 2009; 43(1):123-32

9. César CLG; Goldbaum M. Uso de serviços de saúde. In: Cesar CLG, Carandina L, Alves MCGP, Barros MBA; Goldbaum M. Saúde e condição de vida em São Paulo. São Paulo: USP/FSP; 2005, p. 185-98.
10. Chiesa AM, Westphal MF, Akerman M. Doenças respiratórias agudas: um estudo das desigualdades em saúde. *Cad Saúde Pública*. 2008;24(1):55-69
11. Drumond Jr M, Barros MBA. Desigualdades socioespaciais na mortalidade do adulto no município de São Paulo. *Rev Bras Epidemiol*. 1999; 2(1/2):34-49
12. Duarte EC, Schneider MC, Paes-Sousa R, Ramalho WM, Sardinha LMV et al. Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2002.
13. Huisman M, Kunst AE, Andersen O, Bopp M, Borgan JK, Borrell C et al. Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations. *J Epidemiol Community Health*. 2004; 58:468-75
14. Huisman M, Kunst AE, Bopp M, Borgan JK, Borrell C, Costa G et al. Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *Lancet*. 2005; 365: 493-500.
15. Ishitani LH, Franco GC, Perpétuo IHO, França E. Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil. *Rev Saúde Pública*. 2006;40(4):684-91
16. Jannuzzi PM. Projeções populacionais para pequenas áreas: métodos e aplicações. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2006. 67p. (Textos para discussão, n. 22).
17. Jefferys M. Social Inequalities in Health – Do They Diminish with age? *Am J Public Health*. 1996; 86(4):474-5
18. Jha P, Peto R, Zatonski W, Boreham J, Jarvis MJ, Lopez AD. Social inequalities in male mortality, and in male mortality from smoking: indirect estimation from national death rates in England and Wales, Poland, and North America. *Lancet*. 2006; 368(9533):367-70.

19. Laurenti R, Jorge MHPM, Gotlieb SLD. Perfil epidemiológico da morbimortalidade masculina. *Ciênc. Saúde Coletiva*. 2005; 10(1):35-46.
20. Lima MLC, Ximenes R. Violência e morte: diferenciais da mortalidade por causas externas no espaço urbano do Recife, 1991. *Cad Saúde Pública* 1998; 14(4):829-40
21. Mackenbach JP, Bos V, Andersen O, Cardano M, Costa G et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. *Int J Epid* 2003; 32:830-7
22. Mackenbach JP, Kunst AE, Groenhouf F, Borgan JK, Costa G et al. Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study. *Am J Public Health* 1999; 89(12): 1800-1806
23. Mackenbach JP, Huisman M, Andersen O, Bopp M, Borgan JK et al. Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European population. *Eur J Cancer*. 2004; 126-35
24. Marín-León L, Barros MBA. Mortes por suicídio: diferenças de gênero e nível socioeconômico. *Rev Saúde Pública*. 2003; 37(3):357-63
25. Marmot M. Social determinants of health inequalities. *Lancet*. 2005; 365:1099-104
26. Muntaner C, Hadden WC, Kravets N. Social class, race/ethnicity and all-cause mortality in the US: Longitudinal results from the 1986-1994. *Eur J Epidemiology*. 2004; 777-84.
27. Murray CJL, Kulkarni SC, Michaud C, Tomijima N, Bulzacchelli MT et al. Eight Americas: Investigating Mortality Disparities accors Races, Counties and Race-Counties in the United States. *PLoS Med*. 2006; 3(9):1513-24
28. Pearce N, Davis P, Sporle A. Persistent social class mortality differences in New Zeland men aged 15-64: an analysis of mortality during 1995-97. *Austr N Z J Public Health*. 2002; 26:17-22
29. Peres MFT, Cardia N, Mesquita Neto P, Santos PC, Adorno S. Homicídios, desenvolvimento socioeconômico e violência policial no Município de São Paulo, Brasil. *Rev Panam Salud Publica*. 2008; 23(4): 268-276

30. Pinto Neto AM, Pedro AO, Hardy E, Osis MJD, Costa-Paiva LHS, Martinez EZ. Caracterização das usuárias de terapia de reposição hormonal do Município de Campinas, São Paulo. *Cad Saúde Pública*. 2002; 18(1): 121-7.
31. Rey G, Jouglu E, Fouillet A, Hémon D. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997-2001: variations with spatial scale degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC Public Health*. 2009;9:33-45
32. Silva LMV, Paim JS, Costa MCN. Desigualdades na mortalidade, espaço e estratos sociais. *Rev Saúde Pública*. 1999;33(2): 187-97.
33. Singh G, Siahpush M. Increasing inequalities in all-cause and cardiovascular mortality among US adults aged 25-64 years by area socioeconomic status, 1969-1998. *Intern J Epidemiol*. 2002; 31:600-13.
34. Souza AAF; Barros MBA. Tabagismo. In: Barros MBA; César CLG, Carandina L, Goldbaum M (orgs). *As dimensões da saúde: inquérito populacional em Campinas, SP*. São Paulo: Aderaldo e Rothschild, 2008, p. 80-90
35. Strand BH, Kunst A, Huisman M, Menvielle G, Glickman M et al. The reversed social gradient: Higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s. *Eur J Cancer*. 2007;43:1200-7
36. Szwarcwald CL, Bastos FI, Esteves MAP, Andrade CLT, Paez MS, Medici EV, Derrico M. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Cad. Saúde Pública* 1999; 15(1): 15-28
37. Szwarcwald CL, Bastos FI, Viacava F, Andrade CL. Income inequality and homicide rates in Rio de Janeiro, Brazil. *Am J Public Health*. 1999; 89(6):845-50
38. Weir R, Day P, Ali W. Risk factors for breast cancer in women: A systematic review of the literature. *NZHTA Report*. 2007; 10(2): 1-78

39. Weires M, Bermejo JL, Sundquist K, Sundquist J, Hemminki K. Socio-economic status and overall and cause-specific mortality in Sweden. *BMC Public Health*. 2008; 8: 340.
40. Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Soc Sci Med*. 2006; 62:1768-84
41. Wilkinson RG, Pickett KE. Income Inequality and Socioeconomic Gradients in Mortality. *Am J Public Health*. 2008; 98(4):699-704
42. Wunsch Filho V, Antunes JLF, Boing AF, Lorenzi RL. Perspectivas da investigação sobre determinantes sociais em câncer. *Physis*. 2008; 18(3): 427-50.
43. Zajacova A. Education, gender, and mortality: Does schooling have the same effect on mortality for men and women in the US? *Soc Sci Med*. 2006; 63:2176–90

**Tabela 1.** Indicadores demográficos e sociais dos estratos socioeconômicos. Campinas, 2000.

Indicadores (%)	Estratos socioeconômicos			Campinas
	Baixo	Médio	Alto	
População com 0 a 14 anos	31,1	22,6	17,9	24,0
População com 60 anos ou mais	4,9	9,9	14,0	9,5
Índice de Envelhecimento	15,9	43,7	78,5	39,8
Razão de Dependência	56,4	48,2	46,9	50,5
Domicílios em aglomerados subnormais	24,9	9,1	1,3	11,1
Domicílios particulares permanentes com banheiro ou sanitário conectado à rede geral de esgoto	72,3	89,6	93,4	85,6
Domicílios particulares permanentes com 4 banheiros ou mais	0,2	2,8	8,1	3,9
Responsáveis pelo domicílio com renda mensal de até 2 salários-mínimos	28,6	18,4	9,9	18,1
Responsáveis pelo domicílio com renda mensal igual ou superior a 10 salários-mínimos	4,4	21,0	44,5	25,2
Responsáveis pelo domicílio com menos de 1 ano de estudo	9,8	5,9	2,5	5,9
Responsáveis pelo domicílio com 10 anos de estudo ou mais	13,7	33,8	60,4	37,3
Responsáveis pelo domicílio com Ensino Fundamental	40,8	21,6	11,3	23,8
Responsáveis pelo domicílio com Ensino Superior	2,4	14,6	36,3	18,7
<b>Total da População em 2000*</b>	<b>329.567</b>	<b>324.797</b>	<b>313.793</b>	<b>968.157</b>
<b>Total da População em 2006*</b>	<b>396.227</b>	<b>334.057</b>	<b>309.113</b>	<b>1.039.397</b>

**Fonte:** Censo Demográfico/IBGE, 2000. Tabulação própria.

\* Dados da população são da Secretaria Municipal de Campinas.

**Tabela 2.** Coeficientes de mortalidade padronizados por idade<sup>1</sup>, segundo estratos socioeconômicos, para população masculina e feminina. Razão entre taxas dos estratos em relação ao Alto. Campinas, 2004-2008.

Coeficientes de Mortalidade (por mil)	Homens					Mulheres				
	Baixo <sup>2</sup>	Médio <sup>2</sup>	Alto <sup>2</sup>	RT (IC 95%) <sup>3</sup>		Baixo <sup>2</sup>	Médio <sup>2</sup>	Alto <sup>2</sup>	RT (IC 95%) <sup>3</sup>	
	a	b	c	a/c	b/c	d	e	f	d/f	e/f
<b>Geral Padronizado</b>	<b>7,1</b> (955)	<b>7,0</b> (1112)	<b>5,85</b> (1153)	<b>1,21</b> (1,18-1,23)	<b>1,20</b> (1,17-1,22)	<b>5,8</b> (592)	<b>5,2</b> (830)	<b>4,0</b> (1066)	<b>1,46</b> (1,43-1,49)	<b>1,32</b> (1,29-1,35)
<b>Por grupo etário</b>										
<b>0 a 9</b>	1,3 (54)	1,3 (32)	1,1 (20)	1,11 (0,96-1,26)	1,15 (1,00-1,29)	0,9 (36)	1,0 (25)	1,0 (17)	0,87 (0,70-1,04)	1,04 (0,88-1,20)
<b>10 a 19</b>	0,9 (35)	0,7 (20)	0,4 (9)	<b>2,31</b> (2,10-2,52)	<b>1,77</b> (1,55-1,99)	0,2 (10)	0,1 (3)	0,2 (5)	1,19 (0,87-1,51)	0,49 (0,07-0,90)
<b>20 a 29</b>	2,2 (83)	1,6 (50)	1,4 (37)	<b>1,58</b> (1,47-1,70)	<b>1,16</b> (1,04-1,29)	0,4 (17)	0,4 (13)	0,2 (7)	<b>1,78</b> (1,51-2,04)	<b>1,78</b> (1,52-2,05)
<b>30 a 39</b>	2,9 (95)	2,3 (62)	1,7 (40)	<b>1,76</b> (1,65-1,87)	<b>1,35</b> (1,24-1,47)	1,1 (36)	0,9 (25)	0,6 (15)	<b>1,93</b> (1,75-2,11)	<b>1,58</b> (1,40-1,77)
<b>40 a 49</b>	5,4 (124)	5,2 (116)	3,7 (79)	<b>1,45</b> (1,36-1,53)	<b>1,39</b> (1,31-1,48)	2,5 (58)	1,9 (46)	1,9 (48)	<b>1,29</b> (1,18-1,41)	0,97 (0,85-1,10)
<b>50 a 59</b>	14,1 (169)	10,5 (151)	9,8 (144)	<b>1,44</b> (1,37-1,51)	1,07 (1,00-1,14)	7,4 (87)	5,2 (84)	4,6 (78)	<b>1,61</b> (1,52-1,70)	<b>1,12</b> (1,03-1,22)
<b>60 a 69</b>	26,2 (150)	25,1 (224)	19,0 (189)	<b>1,38</b> (1,31-1,44)	<b>1,32</b> (1,25-1,38)	14,9 (95)	13,1 (136)	9,8 (122)	<b>1,52</b> (1,44-1,60)	<b>1,33</b> (1,25-1,41)
<b>70 a 79</b>	60,5 (146)	76,7 (260)	52,0 (303)	<b>1,16</b> (1,11-1,22)	<b>1,47</b> (1,42-1,53)	42,9 (124)	37,1 (209)	28,3 (250)	<b>1,52</b> (1,46-1,58)	<b>1,31</b> (1,25-1,38)
<b>80 ou mais</b>	131,8 (100)	163,5 (197)	159,4 (332)	0,83 (0,76-0,89)	1,03 (0,96-1,09)	131,3 (128)	137,4 (289)	126,3 (524)	1,04 (0,99-1,09)	<b>1,09</b> (1,04-1,14)

<sup>1</sup> Padronização por idade pelo método direto, empregando como padrão a população de cada sexo de Campinas em 2000.

<sup>2</sup> Entre parênteses, o número de óbitos em cada estrato socioeconômico.

<sup>3</sup> Em negrito, razão entre as taxas com diferença estatisticamente significativa a 0,05% entre os estratos em relação ao Alto.

**Tabela 3.** Coeficientes de mortalidade (por 100 mil) padronizados por idade<sup>1</sup>, segundo grupos de causas de morte e estratos socioeconômicos, para a população masculina e feminina com 20 anos ou mais. Razão entre taxas dos estratos em relação ao Alto. Campinas, 2004-2008.

Grupos de causas de morte	Homens					Mulheres				
	Baixo <sup>2</sup>	Médio <sup>2</sup>	Alto <sup>2</sup>	RT (IC 95%) <sup>3</sup>		Baixo <sup>2</sup>	Médio <sup>2</sup>	Alto <sup>2</sup>	RT (IC 95%) <sup>3</sup>	
	a	b	c	a/c	b/c	d	e	f	d/f	e/f
<b>Neoplasias Malignas</b>	187,8 (145)	191,2 (205)	158,0 (212)	<b>1,19</b> (1,13-1,25)	<b>1,21</b> (1,15-1,27)	161,4 (107)	145,3 (165)	125,2 (196)	<b>1,33</b> (1,27-1,40)	<b>1,16</b> (1,09-1,23)
<b>D. Aparelho Circulatório</b>	334,9 (257)	333,6 (353)	239,8 (334)	<b>1,40</b> (1,35-1,44)	<b>1,39</b> (1,34-1,44)	312,4 (199)	273,2 (297)	185,1 (319)	<b>1,69</b> (1,64-1,74)	<b>1,48</b> (1,42-1,53)
<b>D. Aparelho Respiratório</b>	135,7 (99)	142,6 (146)	97,8 (142)	<b>1,39</b> (1,31-1,46)	<b>1,46</b> (1,38-1,53)	130,9 (76)	99,6 (106)	73,3 (132)	<b>1,79</b> (1,71-1,87)	<b>1,36</b> (1,27-1,44)
<b>D. Aparelho Digestivo</b>	70,6 (62)	66,1 (72)	51,1 (65)	<b>1,38</b> (1,28-1,49)	<b>1,29</b> (1,19-1,40)	41,0 (28)	36,8 (41)	28,2 (46)	<b>1,46</b> (1,32-1,59)	<b>1,31</b> (1,17-1,44)
<b>Causas externas</b>	160,2 (181)	107,7 (117)	79,8 (86)	<b>2,01</b> (1,93-2,09)	<b>1,35</b> (1,26-1,43)	27,2 (25)	29,3 (32)	22,5 (35)	<b>1,21</b> (1,05-1,36)	<b>1,30</b> (1,15-1,45)

<sup>1</sup> Padronização por idade pelo método direto, empregando como padrão a população de cada sexo de Campinas em 2000.

<sup>2</sup> Entre parênteses, o número de óbitos em cada estrato socioeconômico.

<sup>3</sup> Em negrito, razão entre as taxas com diferença estatisticamente significativa a 0,05% entre os estratos em relação ao Alto.

**Tabela 4.** Coeficientes de mortalidade (por 100 mil) padronizados por idade<sup>1</sup>, segundo causas de morte selecionadas e estratos socioeconômicos, para a população masculina com 20 anos ou mais. Razão entre as taxas de mortalidade dos estratos em relação ao Alto. Campinas, 2004-2008.

Doenças e Agravos	Baixo <sup>2</sup>	Médio <sup>2</sup>	Alto <sup>2</sup>	RT (IC 95%) <sup>3</sup>	
	a	b	c	a/c	b/c
<b>Neoplasias Malignas</b>					
Estômago	44,2 (33)	38,7 (42)	33,1 (44)	<b>1,34</b> (1,20-1,47)	<b>1,17</b> (1,04-1,30)
Pulmão	30,0 (22)	29,3 (32)	30,1 (41)	0,99 (0,85-1,14)	0,97 (0,83-1,12)
Próstata <sup>4</sup>	55,8 (16)	41,1 (19)	40,4 (28)	<b>1,38</b> (1,21-1,56)	1,02 (0,83-1,21)
<b>D. Aparelho Respiratório</b>					
Pneumonia	72,9 (55)	71,0 (73)	50,1 (72)	<b>1,46</b> (1,35-1,56)	<b>1,42</b> (1,31-1,52)
Doenças crônicas das vias aéreas inferiores	40,7 (27)	48,0 (49)	30,8 (46)	<b>1,32</b> (1,19-1,46)	<b>1,56</b> (1,43-1,69)
<b>D. Aparelho Circulatório</b>					
Infarto Agudo do Miocárdio	135,7 (109)	120,7 (130)	90,9 (121)	<b>1,49</b> (1,42-1,57)	<b>1,33</b> (1,25-1,41)
Doenças cerebrovasculares	93,2 (70)	82,6 (87)	60,1 (86)	<b>1,55</b> (1,46-1,64)	<b>1,37</b> (1,28-1,47)
<b>Causas externas</b>					
Acidentes de trânsito	43,7 (50)	28,7 (31)	26,7 (28)	<b>1,64</b> (1,50-1,78)	1,07 (0,92-1,23)
Homicídios	71,5 (88)	47,7 (52)	29,3 (29)	<b>2,44</b> (2,32-2,57)	<b>1,63</b> (1,49-1,76)

<sup>1</sup> Padronização por idade pelo método direto, empregando como padrão a população masculina de Campinas em 2000.

<sup>2</sup> Entre parênteses, o número de óbitos em cada estrato socioeconômico.

<sup>3</sup> Em negrito, razão entre as taxas com diferença estatisticamente significativa a 0,05% entre os estratos em relação ao Alto.

<sup>4</sup> Calculado para população masculina de 40 anos ou mais.

**Tabela 5.** Coeficientes de mortalidade (por 100 mil) padronizados por idade<sup>1</sup>, segundo causas de morte selecionadas e estratos socioeconômicos, para a população feminina com 20 anos ou mais. Razão entre as taxas de mortalidade dos estratos em relação ao Alto. Campinas, 2004-2008.

Doenças	Baixo <sup>2</sup>	Médio <sup>2</sup>	Alto <sup>2</sup>	RT (IC 95%) <sup>3</sup>	
	a	b	c	a/c	b/c
<b>Neoplasias Malignas</b>					
Mama	21,2 (19)	24,0 (28)	31,2 (47)	<b>0,68</b> (0,53-0,83)	<b>0,77</b> (0,62-0,92)
<b>D. Aparelho Respiratório</b>					
Pneumonia	78,5 (44)	57,8 (61)	43,6 (80)	<b>1,80</b> (1,70-1,91)	<b>1,33</b> (1,22-1,44)
Doenças crônicas das vias aéreas inferiores	32,8 (20)	27,4 (26)	15,2 (27)	<b>2,15</b> (1,98-2,32)	<b>1,80</b> (1,62-1,97)
<b>D. Aparelho Circulatório</b>					
Infarto Agudo do Miocárdio	97,7 (65)	80,8 (90)	51,0 (84)	<b>1,91</b> (1,82-2,01)	<b>1,58</b> (1,49-1,68)
Doenças cerebrovasculares	112,6 (61)	78,8 (85)	54,1 (93)	<b>2,15</b> (2,06-2,24)	<b>1,46</b> (1,36-1,55)

<sup>1</sup> Padronização por idade pelo método direto, empregando como padrão a população feminina de Campinas em 2000.

<sup>2</sup> Entre parênteses, o número de óbitos em cada estrato socioeconômico.

<sup>3</sup> Em negrito, razão entre as taxas com diferença estatisticamente significativa a 0,05% entre os estratos em relação ao Alto.

## **5. DISCUSSÃO E CONCLUSÃO GERAL**

---



Neste estudo, analisou-se o impacto da redução dos níveis da mortalidade em diferentes grupos etários e por diferentes causas de morte no prolongamento da expectativa de vida ao nascer, bem como a magnitude e a tendência das desigualdades sociais na mortalidade em Campinas, que é o terceiro município mais populoso do estado de São Paulo com 1.080.999 habitantes (IBGE, 2011).

A identificação dos grupos etários e causas de morte, nos quais os riscos de mortalidade propiciaram maiores ganhos ou reduções nos anos de vida, fornece subsídios para melhor análise do perfil de mortalidade, contribuindo para o planejamento local na formulação de estratégias prioritárias.

Quanto às desigualdades sociais na mortalidade, verificou-se que indicadores de riqueza e de desenvolvimento econômico e industrial do município de Campinas ocultam profundas disparidades sociais no interior do município (Caiado et al, 2002; Cunha e Jiménez, 2006; São Paulo, 2009). Com dados relativos ao ano de 2006, o Índice Paulista de Responsabilidade Social de 2008, desenvolvido pela Fundação Seade (São Paulo, 2009), mostra que Campinas está melhor posicionado na dimensão da riqueza, sendo o quinto município do estado com maior participação no PIB paulista (São Paulo, 2006). O município também se manteve acima da média estadual na dimensão denominada *longevidade*, calculada através de coeficientes de óbito infantil e por faixas etárias específicas (São Paulo, 2009). Mas, em contrapartida, na dimensão referente à escolaridade (mensurada através da taxa de atendimento à pré-escola entre crianças de 5 a 6 anos, da proporção de jovens de 15 a 17 anos com pelo menos 4 anos de estudo, entre outros índices), registrou avanços modestos, recuando algumas posições no *ranking* dos municípios paulistas. Apesar do elevado Indicador de Desenvolvimento Humano (IDH) do município, estimado pela Fundação Seade em 0,852 para o ano de 2000<sup>3</sup>, o presente estudo constatou, através da composição dos estratos socioeconômicos, uma concentração significativamente maior de domicílios em áreas de favelas e de responsáveis pelo domicílio com níveis de escolaridade e de renda inferiores nas áreas mais pobres. Estes e outros indicadores expõem a má distribuição de renda e revelam a significativa parcela da

---

<sup>3</sup> <http://www.seade.gov.br/produtos/perfil/perfil.php>

população que está alijada dos benefícios trazidos pelo crescimento econômico e exposta a situação de vulnerabilidade social (Caiado et al, 2002; Cunha e Jiménez, 2006).

As desigualdades sociais na mortalidade, analisadas neste estudo, revelam o impacto da renda e escolaridade sobre a saúde da população, com aqueles que vivem em situações de desvantagem socioeconômica sofrendo maiores riscos de morte e menor expectativa de vida.

Apesar da limitação dos indicadores de mortalidade em captar as diversas dimensões da saúde (Barros, 2008), o conjunto de informações derivado do registro de óbitos ainda é largamente utilizado (Jorge et al, 2002a; Haraki et al, 2005; Drumond et al, 2009), apresentando um potencial significativo para subsidiar e monitorar os efeitos das políticas e intervenções de saúde.

Um primeiro motivo para a sua utilização é a cobertura do sistema de informações de estatísticas vitais com abrangência nacional (Jorge et al, 2002a). Ainda que não seja completa (Laurenti et al, 2005), a cobertura do SIM ampliou ao longo dos anos, graças ao desenvolvimento operacional do sistema (Ripsa, 2008). Destaca-se ainda que, para além da obrigatoriedade do preenchimento da DO, sancionada em forma de lei em 1973, para o fornecimento da certidão de óbito pelos cartórios e para o sepultamento (Ministério da Saúde, 2001), a gratuidade dos registros civis de nascimentos e óbitos (lei 9.534 de dezembro de 1997) a partir de janeiro de 1998 (Laurenti et al, 2000), e a regulamentação da coleta de dados, fluxo e periodicidade do envio das informações para o nível federal instituída em 2000 e modificada em 2003 (Jorge et al, 2007) atuaram na maior captação das informações.

Todavia, embora a cobertura do sistema tenha melhorado significativamente em todas as regiões do país, dados recentes da Ripsa referentes ao ano de 2007, divulgados nos Indicadores e Dados Básicos (IDB) de 2009<sup>4</sup>, mostram que 12 estados do Norte e Nordeste ainda não apresentam cobertura aceitável, sendo inferior a 80%. Para as análises destes estados, torna-se necessário o emprego de técnicas indiretas, as quais produzem estimativas que podem não refletir, com maior grau de confiabilidade, o perfil epidemiológico da mortalidade, demandando cautela nas interpretações dos resultados (Frias et al, 2005).

---

<sup>4</sup> <http://www.datasus.gov.br/idb>

Alguns dos problemas que afetam a enumeração nestas regiões são a cobertura insuficiente da assistência médica e a existência de cemitérios clandestinos e de estabelecimentos que não exigem a guia de sepultamento (Frias et al, 2005). No entanto, a tendência de diminuição do sub-registro indica uma evolução na captação dos eventos vitais (Laurenti et al, 2005; Jorge et al, 2007). E, apesar destes problemas, o SIM ainda consiste num importante instrumento de monitoramento da mortalidade, permitindo realizar análises essenciais para o gerenciamento de ações de saúde.

Outro motivo está vinculado à padronização do instrumento de coleta de informações do óbito e do sistema de classificação das causas de morte que permite estudos comparativos na dimensão espacial e temporal. A padronização da Declaração de Óbito possibilitou a obtenção de dados mais fidedignos ao uniformizar o conjunto de dados coletados e a sua apuração (Jorge et al, 2007). E o emprego da Classificação Internacional de Doenças (CID), ao estabelecer uma linguagem comum de uso internacional na definição das causas básicas de morte, favoreceu a comparabilidade da frequência das doenças entre diferentes países (Laurenti, 1991).

Há de se destacar também o fato de que os dados são rotineiramente produzidos pelo Ministério de Saúde com divulgação periódica (Ministério da Saúde, 2001). Neste aspecto, considerando o fluxo das informações da Declaração de Óbito da esfera municipal à federal, o processamento e a crítica dos dados, em que pese os vários questionamentos acerca da defasagem (Romero e Cunha, 2006), trata-se de um sistema ágil que dispõe de informações atualizadas. A descentralização de algumas atividades do sistema de informação de saúde da esfera federal para a estadual e municipal (como a análise de consistência de dados), além de ter melhorado a qualidade da informação (Senna, 2009), colaborou com a maior agilidade no processo de produção e disseminação dos dados (Almeida e Alencar, 2000). O conjunto de informações de óbitos estão disponíveis no nível central com apenas 2 anos de atraso, defasagem esta semelhante à registrada em países como a Inglaterra e os Estados Unidos (Almeida e Alencar, 2000; Senna, 2009).

Outra importante vantagem é que as fontes de informações são gratuitas e abertas à consulta, seja pelo meio físico (coletâneas e boletins) ou eletrônico, para toda população, significando amplo e democrático acesso aos dados. O Tabnet, sistema de tabulação das

informações de saúde, desenvolvido pelo Departamento de Informática do SUS, é uma valiosa ferramenta para o acesso rápido aos dados, permitindo tanto tabulações *on-line* quanto o *download* (Ripsa, 2008) de uma ampla gama de variáveis disponíveis em diversos níveis de desagregação. No caso de Campinas, é mister salientar que as informações em saúde estão desagregadas também por áreas de abrangência dos Centros de Saúde, oferecendo maior nível de detalhamento. Ainda, o aplicativo Tabnet é de fácil manejo sem a necessidade de treinamento prévio para a sua utilização (Senna, 2009). Desse modo, o acesso aos dados não se restringe aos gestores de saúde, permitindo ampliar o número de usuários (Almeida e Alencar, 2000). Por fim, para reforçar a importância do Tabnet, é fundamental ressaltar que vários países não disponibilizam ferramentas desta natureza que flexibilizam os cruzamentos dos dados de forma ágil.

Ademais, registra-se a melhoria do preenchimento da Declaração de Óbito e da qualidade das informações, ainda que num ritmo mais lento (Jorge et al, 2007). Vários estudos assinalam a diminuição de informações ignoradas ou não preenchidas na DO, com destaque à variável raça/cor (Jorge et al, 2007; Romero e Cunha, 2006). Conforme dados da Ripsa (2008), houve, entre 1996 e 2004, redução da proporção de mortes mal definidas. Estas melhorias na qualidade das estatísticas de saúde são atribuídas à ampliação da rede de assistência de saúde e à maior conscientização dos médicos na definição da causa de morte (Ripsa, 2008; Senna, 2009). Contudo, nas regiões Norte e Nordeste, os percentuais ainda permanecem elevados, sendo que grande parte das mortes mal definidas são aquelas sem assistência médica (Ripsa, 2008). Estes dados apontam que há ainda um longo processo a percorrer para garantir a maior qualidade das informações e maior fidedignidade.

Apesar das deficiências citadas, é necessário enfatizar que, para além do papel fundamental das críticas ao sistema de informações sobre óbitos (Hakari, et al, 2005; Jorge et al, 2002a; Jorge et al, 2002b; Romero e Cunha, 2006), a própria utilização de dados secundários com o objetivo de monitoramento e vigilância colabora com o aperfeiçoamento do SIM (Ministério da Saúde, 2007), estimulando, portanto, a produção de indicadores e de estudos científicos.

Do exposto, torna-se evidente que a utilização dos registros nacionais de informação em saúde é extremamente interessante para monitorar as condições de saúde da população,

uma vez que consistem no meio mais rápido e sem custos adicionais de se obter dados (Harper, 2006). O conjunto de dados de mortes disponíveis permite a construção de indicadores sensíveis para a identificação das causas de morte mais frequentes e de contingentes populacionais com maiores risco de mortalidade, auxiliando, pois, na elaboração de programas específicos de saúde e na avaliação das intervenções (Haraki et al, 2005, Jorge et al, 2002b).

Das análises sobre mortalidade desenvolvidas neste estudo, um importante resultado é a elevada expectativa de vida de Campinas em 2000 e 2005, mesmo quando se compara com as médias de vários estados brasileiros do ano de 2008 (IBGE, 2009b). Um recém-nascido em Campinas esperaria viver, em média, 72,3 anos em 2000 e 74,7 anos em 2005, se mantidas as condições de mortalidade. Todavia, nestes dois anos analisados, foram registradas significativas desigualdades no tempo médio de vida entre os segmentos sociais da população. Em 2000, por exemplo, entre as áreas correspondentes ao pior e melhor nível socioeconômico, a expectativa de vida ao nascer no interior do município variou de 64,2 para 71,1 anos para os homens e de 73,8 para 79,3 anos para as mulheres, respectivamente.

Deve-se enfatizar ainda que o crescimento da expectativa de vida ao nascer não foi homogêneo entre os estratos socioeconômicos. Entre 2000 e 2005, a expectativa de vida aumentou 2,4 anos no município, mas foram nas áreas de menor nível socioeconômico que o incremento foi maior, sendo de 3,6 anos – valor este três vezes superior ao registrado para as áreas de melhores condições de vida. E foi graças a esses ganhos diferenciados que houve redução das desigualdades sociais na expectativa de vida ao nascer no município. A distância no tempo médio de vida entre os estratos socioeconômicos extremos se encurtou, passando de 6,5 em 2000 para 4,2 anos em 2005.

Em muitos países desenvolvidos, ao contrário do observado em Campinas, tem sido constatado aumento das desigualdades sociais na expectativa de vida decorrente do fato dos grupos de melhores condições de vida terem auferido maiores ganhos de anos de vida (Brønnum-Hansen e Baadsgaard, 2007; Pearce e Dorling, 2006; Singh e Siahpush, 2006; Donkin et al, 2002). Estes estudos mostram que o crescimento das disparidades sociais no tempo médio de vida pode estar associado à ampliação das desigualdades socioeconômicas ou, quando vinculado a um contexto de manutenção dos níveis de concentração de renda,

ser o resultado da tendência “natural”, nas sociedades de classe, da maior apropriação dos benefícios em prevenção e tratamento de doenças pelos segmentos socialmente melhor posicionados.

Para Campinas, não há disponibilidade de dados periódicos com intervalo temporal inferior ao dos censos demográficos que permitam estimar a tendência das desigualdades de condições de vida no município entre 2000 e 2005 e mensurar o seu impacto na redução das disparidades na expectativa de vida ao nascer. Mas, assim como no país, para o qual as estatísticas indicam o declínio das desigualdades socioeconômicas no decorrer da década de 2000 e vinculam tais melhorias aos programas de transferência direta de renda (IBGE, 2010), Campinas pode também ter experimentado redução das disparidades sociais. A propósito, a experiência de Campinas nas políticas sociais compensatórias remonta ao ano de 1995, quando a prefeitura municipal instituiu o Programa de Garantia de Renda Familiar Mínima com o objetivo de oferecer uma complementação monetária às famílias em situação de extrema pobreza, exigindo, em contrapartida, a frequência das crianças às escolas e postos de saúde (Magalhães et al, 2007; Silva, 1996). No primeiro ano de funcionamento deste programa, foram assistidas 2.477 famílias (Silva, 1996). Hoje, a Bolsa Família beneficia cerca de 27 mil famílias no município (Silva, 2010).

É preciso ainda incluir, nesta tentativa de explicar a diminuição das desigualdades sociais na expectativa de vida, a questão da organização e do desempenho dos serviços de saúde. Possivelmente, políticas públicas e programas do setor saúde podem ter amenizado os efeitos nefastos das precárias condições de vida sobre a saúde, beneficiando principalmente as pessoas com pior nível socioeconômico, já que são estas que dependem essencialmente do sistema público de saúde. Para alguns pesquisadores, contudo, a atuação dos serviços de saúde pode apenas compensar parcialmente os efeitos adversos das desigualdades sociais na saúde, mas não eliminá-las (Shi et al, 1999; Startfield e Shi, 1999). Portanto, exerceria um papel co-adjuvante neste processo.

Frente a estas hipóteses e considerando a assertiva de Marmot (2005) de que o status da saúde é a medida mais sensível do desempenho das políticas comparado aos indicadores de bem-estar econômico (tais como padrões de consumo e renda média), seria extremamente interessante mensurar o impacto destes programas sociais na redução das

desigualdades sociais na mortalidade em Campinas. Estudos longitudinais ou ecológicos ou ainda modelos complexos de causação multinível (Diez-Roux et al, 1997), tornam-se necessários para estimar as contribuições destas políticas sociais compensatórias e da atuação da rede de assistência médico-hospitalar na redução dos níveis de mortalidade.

No entanto, o que parece ter maior poder explicativo na diminuição das distâncias sociais na expectativa de vida masculina é a expressiva queda dos riscos de morte por causas externas, em particular por homicídios, verificada no município a partir de 1999, ano em que os coeficientes de mortalidade atingiram o seu ponto máximo (Barros et al, 2006), como será descrito detalhadamente a seguir.

Entre o final dos anos 90 e início da década de 2000, o município de Campinas foi considerado como um dos mais violentos do país, devido às estatísticas referentes à criminalidade, em especial aos homicídios, sequestros e narcotráfico (Aidar, 2003). Esta violência, que não acometeu apenas Campinas, mas também atingiu muitos outros municípios brasileiros, impactou negativamente na mortalidade masculina, de modo particular entre os jovens e adultos.

O presente estudo revelou a força desta violência, através tanto do drástico crescimento das probabilidades de morte entre os homens de 15 a 44 anos, quanto da contribuição negativa das causas externas com a perda de aproximadamente 1 ano na variação da expectativa de vida masculina entre 1991 e 2000. Estes resultados diferem essencialmente dos observados nas investigações em países desenvolvidos, pois, salvo nos períodos de guerras e conflitos civis, estes não sofreram aumento abrupto de mortes por causas violentas, como registrado no Brasil nos anos 90 – o que revela a especificidade da realidade brasileira quanto ao perfil de mortalidade.

No período de 2000 a 2005, assistiu-se à queda dos coeficientes de mortalidade por estas causas, a qual propiciou contribuições positivas no aumento do tempo médio de vida ao nascer masculino. Como a população masculina residente nas áreas correspondentes ao estrato de pior nível socioeconômico apresenta riscos de morte por homicídios e acidentes de trânsito 2,4 e 1,6 vezes superiores aos registrados para os homens das áreas de melhores condições de vida, certamente a diminuição da mortalidade por causas externas teve maior impacto no grupo com maior exposição a situações de violências, propiciando a este os

maiores ganhos de anos de vida. Entre 2000 e 2005, a população masculina do estrato de baixo nível socioeconômico obteve um incremento de 4,7 anos, o qual foi 2 vezes superior ao das áreas mais prósperas.

Esta reversão da mortalidade foi extremamente importante em diversos aspectos. Primeiramente, sendo as mortes por causas externas evitáveis, a redução expressiva da mortalidade assinala a desaceleração do ritmo do desperdício de vidas ceifadas precocemente. Este quadro representa um grande avanço, sobretudo, porque a sobrevida que era alcançada após a primeira infância, graças à diminuição da mortalidade infantil, era perdida adiante nas idades jovens (Simões, 2002). Outro aspecto importante é a amenização dos efeitos danosos da mortalidade de jovens no sistema previdenciário e de saúde, bem como nas famílias, refletidos, por exemplo, na viuvez feminina e na orfandade paterna (Aidar, 2003). Ademais, como o combate das mortes violentas e acidentais exige o enfrentamento pelos setores públicos que respondem pela segurança, saúde e condições de vida em geral (Minayo e Souza, 1999), é revelado o êxito das ações preventivas e punitivas, sejam ou não desenvolvidas com a articulação e cooperação entre os órgãos públicos. No âmbito do SUS, em 2001, o Ministério da Saúde (2005, 2009) incluiu, em sua agenda de prioridades, o enfrentamento das causas externas, passando a ser delineadas políticas intra e intersetoriais com foco, entre outros, na prevenção dos eventos violentos e no combate aos seus determinantes e condicionantes. Adicionalmente, na esfera da segurança pública, importantes avanços foram registrados no estado de São Paulo, dentre os quais se destacam a implantação de programas de reestruturação, integração e modernização das polícias civil e militar, articulação entre a União e a sociedade civil revertida em atividades coordenadas, o aumento do número de unidades prisionais e o aprimoramento do sistema de informação e inteligência policial (Governo do Estado de São Paulo, 2006). O Pronasci (Programa Nacional de Segurança Pública com Cidadania), desenvolvido no Ministério da Justiça e implantado em 2007 em diversos estados e municípios, como Campinas, reforça estas estratégias de enfrentamento à criminalidade, com ações de modernização da segurança pública e de articulação com políticas sociais, entre outras (Ministério da Saúde, 2009).

O estudo ainda revelou aspectos importantes acerca das doenças cardiovasculares. Verificou-se que a tendência de queda da mortalidade por estas causas desde 1991

contribuiu positivamente para o alargamento da expectativa de vida, respondendo pelo acréscimo de 1,4 anos no tempo médio de vida tanto de homens quanto de mulheres entre 1991 e 2000. Considerando que os níveis de mortalidade por doenças do aparelho circulatório são crescentes com o aumento da idade e observando o acelerado ritmo do processo de envelhecimento da estrutura etária brasileira (Simões, 2002; IBGE, 2010), era de se esperar aumento da mortalidade nas idades mais velhas com impactos negativos na variação da expectativa de vida. Todavia, observou-se que foram nas idades de 45 a 79 anos que ocorreram os maiores ganhos de anos de vida. Este quadro pode ter sido favorecido pelos avanços na prevenção e controle destas doenças, pelo maior acesso aos serviços de saúde, possibilitando diagnóstico precoce e tratamento oportuno, bem como pelas campanhas e programas específicos voltados ao combate dos fatores de risco a estas doenças, como dieta inadequada, inatividade física e tabagismo. Todavia, apesar destes avanços, os riscos de morte por doenças do aparelho circulatório e por infarto agudo do miocárdio e doenças cerebrovasculares, em particular, ainda são significativamente superiores nas áreas correspondentes ao estrato de baixo nível socioeconômico.

Outro efeito das disparidades socioeconômicas na mortalidade, pouco analisado nas pesquisas desenvolvidas no Brasil, são as estimativas do impacto destas desigualdades sociais no conjunto de mortes naturais, englobando outras doenças, para além das cardiovasculares. Neste estudo, as desigualdades se expressaram com forte intensidade também nas doenças do aparelho respiratório e digestivo e em algumas neoplasias, registrando riscos de morte significativamente maiores nas áreas correspondentes ao estrato de baixo e médio nível socioeconômico em comparação às de melhores condições de vida.

Embora não tenha sido o principal objetivo deste estudo, é indispensável resgatar as dimensões da vida que são intermediárias na relação entre as condições socioeconômicas e a mortalidade, dentre as quais se destacam a adoção de comportamentos saudáveis, o acesso e uso de serviços de saúde, bem como o conhecimento e capacidade de mobilizar recursos para buscar melhores condições de saúde seja na adoção de medidas preventivas, seja nas terapêuticas.

Como sustentam diversos estudiosos (Cockerham, 2008; Marmot, 2005), os estilos de vida consistem em elos entre a saúde e a posse de recursos financeiros e do nível de

escolaridade. A adoção de comportamentos não saudáveis e as dificuldades de abandoná-los e substituí-los por comportamentos que garantam a prevenção ou controle de determinadas doenças, por exemplo, estão intimamente relacionados às condições de vida, em geral, e ao grau de instrução e aos rendimentos das famílias, em particular (Paes et al, 2008; Zaitune et al, 2010). Independentemente das variáveis socioeconômicas utilizadas, inúmeros estudos (Cockerham 2008; Wilkinson e Pickett, 2008) comprovaram que grupos populacionais com melhor posição na estrutura social são mais bem informados sobre os benefícios à saúde dos comportamentos saudáveis e que conseguem sustentar suas escolhas com menores dificuldades.

Quanto ao acesso e uso de serviços de saúde, os resultados de vários inquéritos nacionais mostraram que pessoas com piores condições de vida relatam menor número de consultas médicas, não realização periódica de exames preventivos, bem como dificuldades na aquisição de medicamentos (Louvison et al, 2008; César e Goldbaum, 2005). Como estes grupos mais vulneráveis apresentam maior dependência ao sistema público de saúde, é salutar, além das medidas universalizantes trazidas pelas intervenções públicas de promoção e preservação da saúde (Laurell, 1997), implementar redes de atenção integral à saúde para ampliar o acesso e garantir o uso periódico dos serviços de saúde, segundo as necessidades distintas dos vários segmentos sociais da população, numa discriminação positiva (Porto, 1995; Louvison et al, 2008).

Para assegurar a equidade de condições de saúde, são medidas importantes tanto a implementação de programas de saúde direcionados a difundir conhecimentos acerca de prevenção e controle de doenças e agravos específicos e a estimular a adoção de comportamentos saudáveis, quanto a ampliação da oferta de serviços de saúde que corrija as inadequações referentes à estruturação da rede de serviços e que facilite o atendimento dos pacientes e o encaminhamento rápido e oportuno das necessidades e urgências. No entanto, estas ações respondem apenas parcialmente ao combate das desigualdades sociais na saúde, conforme já comentado anteriormente.

Como o estilo de vida e a capacidade de utilizar os serviços de saúde são condicionados pelas características socioeconômicas das pessoas e grupos populacionais, a principal estratégia de enfrentamento das desigualdades sociais na saúde são as medidas de

combate às injustiças sociais e de distribuição de bens. No âmbito da discussão da *agency* e *structure*, Cockerham (2008) explica que, apesar dos indivíduos terem capacidades de fazer suas escolhas, as condições da estrutura social limitam o conjunto de opções disponíveis.

Nesse sentido, as políticas públicas devem gravitar prioritariamente em torno da equidade social com o propósito de combater graves carências e a deterioração das condições de vida (Lang et al, 2009; Marmot, 2005; Laurell, 1997). Intervenções voltadas para os determinantes sociais da saúde melhorão os indicadores de saúde e promoverão maior satisfação das necessidades humanas.



## **6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

---



- Abreu DMX, Rodrigues RN. Diferenciais de mortalidade entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador, 1985-1995. *Rev Saúde Pública*. 2000; 34(5):514-21.
- Adler NE, Ostrove JM. Socioeconomic Status and Health: What we know and what we don't. *Ann N Y Acad Sci*. 1999; 896:3-15.
- Aidar T. O impacto das causas violentas no perfil de mortalidade da população residente no Município de Campinas: 1980 a 2000. *Rev Bras Estud Popul*. 2003; 20(2):281-302.
- Almeida Filho N. O conceito de saúde: ponto-cego da epidemiologia? *Rev Bras Epidemiol*. 2000; 3(1-3):4-20.
- Almeida Filho N. Uma Breve História da Epidemiologia. In: Rouquayrol MZ, Almeida Filho N, organizadores. *Epidemiologia e Saúde*. 6. ed. Rio de Janeiro: Medsi; 2003. p. 1-16.
- Almeida MF, Alencar GP. Informações em saúde: Necessidade de introdução de mecanismos de gerenciamento dos sistemas. *Inf Epidemiol SUS*. 2000; 9(4):241-9.
- Almeida MF, Mello Jorge MHP. O uso da técnica de "Linkage" de sistemas de informação em estudos de coorte sobre mortalidade neonatal. *Rev Saúde Pública*. 1996; 30 (2):141-7.
- Andreev EM, Nolte E, Shkolnikov VM, Varavikova E, McKee M. The evolving pattern of avoidable mortality in Russia. *Int J Epidemiol*. 2003; 32(4):437-46.
- Antunes JLF. Condições socioeconômicas em saúde: discussão de dois paradigmas. *Rev Saúde Pública*. 2008; 42(3):562-7.
- Araújo AR. Esperança de vida e tábua de mortalidade. In: Araújo AR. *Manual de Demografia para estudantes de Medicina*. Moçambique: Imprensa Universitária; 2001. p. 169-98.
- Armitage P. Statistical Methods in Epidemiology. In: Armitage P. *Statistical Methods in Medical Research*. Oxford: Blackwell; 1971. p. 426-41.
- Arriaga E. Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies. *Demography*. 1984; 21(1):83-96.

- Arriaga EE. *El Análisis de la Población con Microcomputadoras*. Córdoba: Universidad Nacional de Córdoba; 2001.
- Auger N, Zang G, Daniel M. Community-level income inequality and mortality in Québec, Canada. *Public Health*. 2009; 123:438-43.
- Banks J, Marmot M, Oldfield Z, Smith JP. Disease and Disadvantage in the United States and in England. *JAMA*. 2006; 295(17):2037-45.
- Barata RB, Barreto ML, Almeida Filho N, Veras RP. Introdução. In: Barata RB, Barreto ML, Almeida Filho N, Veras RP, organizadores. *Equidade e saúde: contribuições da epidemiologia*. Rio de Janeiro: Fiocruz/Abrasco; 1997. p. 11-9.
- Barata RB, Ribeiro MCSA, Moraes JC. Desigualdades sociais e homicídios em adolescentes e adultos jovens na cidade de São Paulo em 1995. *Rev Bras Epidemiol*. 1999; 2(1/2):50-9.
- Barata RB, Ribeiro MCSA, Sordi M. Desigualdades sociais e homicídios na cidade de São Paulo, 1998. *Rev Bras Epidemiol*. 2008; 11(1):3-13.
- Barata RB. Epidemiologia social. *Rev Bras Epidemiol*. 2005; 8(1):7-17.
- Barboni AR, Gotlieb SLD. Impacto de causas básicas de morte na esperança de vida em Salvador e São Paulo, 1996. *Rev Saúde Pública*. 2004; 38(1):16-23.
- Barreto ML. Por uma epidemiologia da saúde coletiva. *Rev Bras Epidemiol*. 1998; 1(2):104-22.
- Barros MBA, César CLG, Carandina L, Torre GD. Desigualdades sociais na prevalência de doenças crônicas no Brasil, PNAD-2003. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2006; 11(4):911-26.
- Barros MBA, Marín-León L, Almeida SM, Restitui MC, Belon AP, Empresa Municipal de Desenvolvimento de Campinas, Núcleo de Prevenção de Violências e Acidentes e Promoção à Saúde. *Acidentes de Trânsito em Campinas: Ocorrências e Mortalidade*. Campinas: [s.n.]; 2008. Boletim de Mortalidade nº. 43.
- Barros MBA, Marín-Leon L, Almeida SM, Restitui MC, Belon AP. *Mortalidade e Gênero*. Campinas: [s.n.]; 2008. Boletim de Mortalidade nº 42.

- Barros MBA, Marin-León L, Almeida SM, Restitutti MC, Belon AP, Marques TG. Mortalidade por Causas Externas. Campinas: [s.n.]; 2006. Boletim de Mortalidade nº. 39.
- Barros MBA. A utilização do conceito de classe social nos estudos dos perfis epidemiológicos: uma proposta. Rev Saúde Pública. 1986; 20(4):269-73.
- Barros MBA. Inquéritos domiciliares de saúde: potencialidades e desafios. Rev Bras Epidemiol. 2008; 11(suppl.1):6-19.
- Barros MBA. Introdução. In: César CLG, Carandina L, Alves MCGP, Barros MBA, Goldbaum M, organizadores. Saúde e condição de vida em São Paulo: inquérito multicêntrico de saúde no Estado de São Paulo. São Paulo: USP/FSP; 2005. p. 11-34.
- Bastos MJRP, Pereira JA, Smarzaró DC, Costa EF, Bossanel RCL et al. Análise ecológica dos acidentes e da violência letal em Vitória, ES. Rev Saúde Pública. 2009; 43(1):123-32.
- Berkman LF, Glass T, Brissette I, Seeman TE. From social integration to health: Durkheim in the new millennium. Soc Sci Med. 2000; 51:843-57.
- Biggs B, King L, Basu S, Stuckler D. Is wealthier always healthier? The impact of national income level, inequality, and poverty on public health in Latin America. Soc Sci Med. 2010; 71:266-73.
- Blas E, Kurup AS. Introduction and methods of work. In: Blas E, Kurup AS, editores. Equity, social determinants and public health programmes. Switzerland: WHO; 2010. p. 3-10.
- Bonneux LG, Huisman CC, Beer JA. Mortality in 272 European regions, 2002-2004. An update. Eur J Epidemiol. 2010;25:77-85.
- Botega LA, Ribeiro MM, Machado CJ. O impacto de variações na mortalidade por idade e causas sobre os ganhos na esperança de vida ao nascer em Santa Catarina, Brasil, nos anos 90. Cad Saúde Pública. 2006; 22(5):1079-88.
- Bourguignon F, Morrison C. Inequality among World Citizens: 1820-1992. Am Econ Rev. 2002; 92(4):727-44.

- Braveman P. Health disparities and health equity: concepts and measurement. *Annu Rev Public Health*. 2006; 27:167-94.
- Breilh J, Granda E. *Investigação da Saúde na Sociedade: guia pedagógico sobre um novo enfoque do método epidemiológico*. São Paulo: Instituto de Saúde/Abrasco; 1986.
- Brito F. A transição demográfica no Brasil: as possibilidades e os desafios para a economia e a sociedade. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar; 2007. 28p. (Texto para discussão 318).
- Brito F. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. *Rev Bras Estud Popul*. 2008; 25(1):5-26.
- Brønnum-Hansen H, Baadsgaard M. Increasing social inequality in life expectancy in Denmark. *Eur J Public Health*. 2007; 17(6):585-6.
- Buchalla CM, Waldman EA, Laurenti R. A mortalidade por doenças infecciosas no início e no final do século XX no Município de São Paulo. *Rev Bras Epidemiol*. 2003; 6(4):335-44.
- Caiado ASC, Pires MCS, Santos SMM, Miranda ZAI. Município de Campinas. In: Cano W, Brandão CA, coordenadores. *A Região Metropolitana de Campinas: urbanização, economia, finanças e meio ambiente*. Campinas: Ed. Unicamp; 2002. p. 95-188.
- Camargo ABM, Frias LAM. Some aspects of the Brazilian mortality over the XX century and perspectives. XXIV General Population Conference International Union for the Scientific Study of Population; 2001; Salvador. [s.l]: International Union for the Scientific Study of Population; 2001. p. 1-25.
- César CLG, Goldbaum M. Uso de serviços de saúde. In: César CLG, Carandina L, Alves MCGP, Barros MBA, Goldbaum M, organizadores. *Saúde e condição de vida em São Paulo: inquérito multicêntrico de saúde no Estado de São Paulo*. São Paulo: USP/FSP; 2005. p. 185-98.
- César CLG. Uso de serviços de saúde. In: Barros MBA, César CLG, Carandina L, Goldbaum M, organizadores. *As dimensões da saúde: inquérito populacional em Campinas, SP*. São Paulo: Aderaldo & Rothschild; 2008. p. 183-93.

- Chackiel J, Plaut R. América Latina: Tendencias demográficas con énfasis en la mortalidad. *Notas de Población*. 1994; 60:11-46.
- Chiesa AM, Westphal MF, Akerman M. Doenças respiratórias agudas: um estudo das desigualdades em saúde. *Cad Saúde Pública*. 2008;24(1):55-69.
- Coburn, D. Beyond the Income Inequality Hypothesis: Class, Neo-Liberalism, and Health Inequalities. *Soc Sci Med*. 2004; 58:41-56.
- Cockerham WC. Health Behaviour. In: Cockerham WC. *Medical Sociology*. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall; 1998. p. 84-101.
- Cockerham WC. *Social Causes of Health and Disease*. 2. ed. Cambridge: Polity Press; 2008.
- Comissão para os Determinantes Sociais da Saúde. Redução das desigualdades no período de uma geração. Igualdade na saúde através da ação sobre os seus determinantes sociais. Relatório Final da Comissão para os Determinantes Sociais da Saúde. Portugal: Organização Mundial da Saúde; 2010. 276p.
- Conti S, Farchi G, Masocco M, Minelli G, Toccaceli V, Vichi M. Gender differentials in life expectancy in Italy. *Eur J Public Health*. 2003; 18(2):107-12.
- Conti S, Farchi G, Masocco M, Toccaceli V, Vichi M. The impact of the major causes of death on life expectancy in Italy. *Int J Epidemiol*. 1999; 28(5):905-10.
- Cunha JPM, Jiménez MA. Segregação e acúmulo de carências: localização da pobreza e condições educacionais da Região Metropolitana de Campinas. In: Cunha JMP, organizador. *Novas Metrôpoles Paulistas: população, vulnerabilidade e segregação*. Campinas: NEPO/Unicamp; 2006. p. 365-98.
- De Vogli R, Mistry R, Gnesotto R, Cornia GA. Has the relation between income inequality and life expectancy disappeared? Evidence from Italy and top industrialized countries. *J Epidemiol Community Health*. 2005; 59:158-62.
- Diez-Roux AV, Link BG, Northridge ME. A multilevel analysis of income inequality and cardiovascular disease risk factors. *Soc Sci Med*. 2000; 50:673-87.

- Diez-Roux AV, Nieto FJ, Muntaner C, Tyroler HA, Comstock GW, Shahar E, Cooper LS, Watson RL, Szklo M. Neighborhood environments and coronary heart disease: a multilevel analysis. *Am J Epidemiol.* 1997; 146(1):48-63.
- Donkin A, Goldblatt P, Lynch K. Inequalities in life expectancy by social class, 1972-1999. *Health Statistics Quarterly.* 2002; 15:5-15.
- Draibe SM. Brasil: Bolsa-Escola y Bolsa-Família. Campinas: Nepp; 2006. (Caderno de Pesquisa - Núcleo de Estudos de Políticas Públicas nº 76).
- Drumond EF, Machado CJ, Vasconcelos MR, França E. Utilização de dados secundários do SIM, Sinasc e SIH na produção científica brasileira de 1990 a 2006. *Rev Bras Estud Popul.* 2009; 26(1):7-19.
- Drumond Jr M, Barros MBA. Desigualdades socioespaciais na mortalidade do adulto no município de São Paulo. *Rev Bras Epidemiol.* 1999; 2(1/2):34-49.
- Duarte EC, Schneider MC, Paes-Sousa R, Ramalho WM, Sardinha LMV et al. Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2002a.
- Duarte EC, Schneider MC, Paes-Sousa R, Silva JB, Castillo-Salgado C. Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. *Pan Am J Public Health.* 2002b; 12(6):436-44.
- Dwyer J. Global Health and Justice. *Bioethics.* 2005; 19(5/6):460-75.
- Ferreira CEC, Castiñeiras LL. Está diminuindo a esperança de vida paulista? Anais do XI Encontro Nacional de Estudos Populacionais da ABEP; 1998; Caxambu. [s.l]: Associação Brasileira de Estudos Populacionais; 1998. p. 1961-74
- França AP, Aldrighi JM, Marucci MFN. Fatores associados à obesidade global e à obesidade abdominal em mulheres na pós-menopausa. *Rev Bras Saude Mater Infant.* 2008; 8(1): 65-73

Frias PG, Vidal SA, Pereira PMH, Lira PIC, Vanderlei LC. Avaliação da notificação de óbitos infantis ao Sistema de Informações sobre Mortalidade: um estudo de caso. *Rev Bras Saúde Matern Infant.* 2005; 5(supl 1):s43-s51

Fundação Seade. Perfil Municipal [on-line] [acesso 2010 Dez 10]. Campinas. Disponível em: <http://www.seade.gov.br/produtos/perfil/perfil.php>.

García JC. Ciências Sociais em Saúde na América Latina. In: Nunes ED (org). Juan César García: Pensamento Social em Saúde na América Latina. São Paulo: Cortez; 1989. p.148-58

Governo do Estado de São Paulo. Desenvolvimento e Inclusão Social: os indicadores do Estado de São Paulo. São Paulo: [s.n], 2006. 49 p.

Guedes JS, Guedes MLS. Quantificação do indicador de Nelson de Moraes (curva de mortalidade proporcional). *Rev Saúde Pública.* 1973; 7(2):103-13.

Guerra MR, Moura Gallo CV, Mendonça GAS. Risco de câncer no Brasil: tendências e estudos epidemiológicos mais recentes. *Rev Bras Cancerologia.* 2005; 51(3):227-34.

Graunt J. Natural and political observations mentioned in a following index and made upon the bills of mortality. New York: Arno Press; 1975

Gwatkin DR. Health inequalities and the health of the poor: What do we know? What can we do? *Bull World Health Org.* 2000; 78(1):3-18.

Haraki CAC, Gotlieb SLD, Laurenti R. Confiabilidade do Sistema de Informações sobre Mortalidade em município do sul do Estado de São Paulo. *Rev Bras Epidemiol.* 2005; 8(1):19-24.

Harper S, Lynch J, Burris S, Smith GD. Trends in the Black-White Life Expectancy Gap in the United States, 1983-2003. *JAMA.* 2007; 297(11):1224-32

Harper S. Commentary: What explains widening geographic differences in life expectancy in New Zealand? *Inter J Epidemiol.* 2006; 35:604-6.

Horton PB, Leslie GR, Larson RF, Horton RL. Health and Medical Care. In: Horton PB, Leslie GR, Larson RF, Horton RL. The Sociology of Social Problems. 12. ed. Upper Saddle River: Prentice-Hall; 1997. p. 203-29.

Huisman M, Kunst AE, Andersen O, Bopp M, Borgan JK, Borrell C et al. Socioeconomic inequalities in mortality among elderly people in 11 European populations. *J Epidemiol Community Health*. 2004; 58:468-75

Huisman M, Kunst AE, Bopp M, Borgan JK, Borrell C, Costa G et al. Educational inequalities in cause-specific mortality in middle-aged and older men and women in eight western European populations. *Lancet*. 2005; 365: 493-500.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Censo demográfico 2010. [on-line] [acesso 2011 Jan 02]. Disponível em:

<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/default.shtm>.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Indicadores Sociodemográficos e de Saúde no Brasil 2009. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2009a. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica, n. 25).

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Síntese de Indicadores Sociais: Uma Análise das Condições de Vida da População Brasileira 2009. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2009b. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica n° 26).

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Síntese de Indicadores Sociais: Uma Análise das Condições de Vida da População Brasileira 2010. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2010. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica n° 27).

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Síntese de Indicadores Sociais 2005. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2006. (Estudos e Pesquisas: Informação Demográfica e Socioeconômica n° 17).

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Nota técnica sobre a recente queda da desigualdade. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2006.

- Ishitani LH, Franco GC, Perpétuo IHO, França E. Desigualdade social e mortalidade precoce por doenças cardiovasculares no Brasil. *Rev Saúde Pública*. 2006; 40(4):684-91
- Jannuzzi PM. Projeções populacionais para pequenas áreas: métodos e aplicações. Rio de Janeiro: Escola Nacional de Ciências Estatísticas/Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2006. 67p. (Textos para discussão n° 22).
- Jefferys M. Social Inequalities in Health – Do They Diminish with age? *Am J Public Health*. 1996; 86(4):474-5.
- Jha P, Peto R, Zatonski W, Boreham J, Jarvis MJ, Lopez AD. Social inequalities in male mortality, and in male mortality from smoking: indirect estimation from national death rates in England and Wales, Poland, and North America. *Lancet*. 2006; 368(9533):367-70.
- Jorge MHPM, Gotlieb SLD, Laurenti R. O sistema de informações sobre mortalidade: problemas e propostas para o seu enfrentamento I - Mortes por causas naturais. *Rev Bras Epidemiol*. 2002a; 5(2):197-211.
- Jorge MHPM, Gotlieb SLD, Laurenti R. O sistema de informações sobre mortalidade: problemas e propostas para o seu enfrentamento II - Mortes por causas externas. *Rev Bras Epidemiol*. 2002b; 5(2):212-23.
- Jorge MHPM, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2007; 12(3): 643-54.
- Kalėdienė R, Starkuvienė S, Petrauskienė J. Inequalities in life expectancy by education and socioeconomic transition in Lithuania. *Medicina (Kaunas)*. 2008; 44(9):713-22.
- Kawachi I, Kennedy BP, Lochner K, Prothrow-Sith. Social Capital, Income Inequality, and Mortality. *Am J Public Health*. 1997; 87(9):1491-8.
- Kawachi I, Kennedy BP. The relationship of income inequality to mortality: does the choice of indicator matter? *Soc Sci Med*. 1997; 45(7):1121-7
- Kawachi I, Subramanian SV, Almeida-Filho N. A glossary for health inequalities. *J Epidemiol Community Health*. 2002; 56:647–52.

- Kerr-Pontes LRS, Rouquayrol MZ. Medida da Saúde Coletiva. In: Rouquayrol MZ, Almeida Filho N. Epidemiologia e Saúde. 6. ed. Rio de Janeiro: Medsi; 2003. p. 37-82.
- Klenk J, Rapp K, Büchele G, Keil U, Weiland SK. Increasing life expectancy in Germany: quantitative contributions from changes in age- and disease-specific mortality. Eur J Public Health. 2007; 17(6):587-92.
- Krieger N. A glossary for social epidemiology. J Epidemiol Community Health. 2001a; 55:693-700.
- Krieger N. Theories for social epidemiology in the 21<sup>st</sup> century: an ecosocial perspective. Inter J Epidemiol. 2001b; 30:668-77.
- Kushnner HI, Sterk C. the Limits of Social Capital: Durkheim, Suicide and Social Cohesion. Am J Public Health. 2005; 95(7):1139-43.
- Lang T, Kelly-Irving M, Delpierre C. Inégalités sociales de santé: du modèle épidémiologique à l'intervention. Enchaînements et accumulations au cours de la vie. Rev Épidémiol Santé Publique. 2009; 57:429-35.
- Laurell A. Impacto das Políticas Sociais e Econômicas nos Perfis Epidemiológicos. In: Barata RB et al. Equidade e Saúde: Contribuições da Epidemiologia. Rio de Janeiro: Fiocruz/Abrasco; 1997. p. 83-101.
- Laurenti R, Jorge MHPM, Gotlieb SLD. Perfil epidemiológico da morbi-mortalidade masculina. Ciênc. Saúde Coletiva. 2005; 10(1):35-46.
- Laurenti R, Jorge MHPM, Lebrão ML, Gotlieb SLD, Almeida MF. Editorial Especial - Estatísticas Vitais: contando os nascimentos e as mortes. Rev Bras Epidemiol. 2005; 8(2):108-110.
- Laurenti R, Jorge MHPM, Lebrão ML, Gotlieb SLD. Estatísticas de Saúde. São Paulo: EPU; 1987. 187p.
- Laurenti R, Mello Jorge MHP, Gotlieb SLD. Reflexões sobre a mensuração da morte materna. Cad Saúde Pública, 2000; 16(1):23-30.
- Laurenti R. A análise da informação em saúde: 1893-1993, cem anos da Classificação

- Internacional de Doenças. Rev Saúde Pública. 1991; 25(6):407-17.
- Laurenti R. Comentário: Quantificação do Indicador de Nelson Moraes (Curva de Mortalidade Proporcional). Rev Saúde Pública. 2006; 40(6):962-3.
- Lima MLC, Ximenes R. Violência e morte: diferenciais da mortalidade por causas externas no espaço urbano do Recife, 1991. Cad Saúde Pública 1998; 14(4):829-40.
- Lima-Costa MF, Peixoto SV e Giatti L. Tendências da mortalidade entre idosos brasileiros (1980-2000). Epidemiol Serv Saúde. 2004; 13(4):217-28.
- Lombardi C, Bronfman M, Facchini LA, Victora CG, Barros FC et al. Operacionalização do conceito de classe social em estudos epidemiológicos. Rev Saúde Pública. 1988; 22(4):253-65.
- Louvison MCP, Lebrão ML, Duarte YAO, Santos JLF, Malik AM, Almeida ES. Desigualdades no uso e acesso aos serviços de saúde entre idosos do município de São Paulo. Rev Saúde Pública. 2008; 42(4):733-40.
- Lynch J, Davey-Smith G, Hillemeier M, Shaw M, Raghunathan T, Kaplan G. Income inequality, the psycho-social environment and health: comparisons of wealthy nations. Lancet. 2001; 358:194-200.
- Macinko JA, Starfield B. Annotated Bibliography on Equity in Health, 1980-2001. Int J Equity in Health. 2002; 1:1-20.
- Macintyre S, Hunt K. Socio-economic position, gender and health: How do they interact? J Health Psychology. 1997; 2:315-24.
- Macintyre S, Maciver S, Sooman A. Area, class and health: should we be focusing on places or people? J Soc Pol. 1993; 22(2):213-34.
- Mackenbach JP, Bos V, Andersen O, Cardano M, Costa G et al. Widening socioeconomic inequalities in mortality in six Western European countries. Int J Epid. 2003; 32:830-7.
- Mackenbach JP, Kunst AE, Groenhouf F, Borgan JK, Costa G et al. Socioeconomic inequalities in mortality among women and among men: an international study. Am J Public Health 1999; 89(12): 1800-6.

- Mackenbach JP. The epidemiologic transition theory. *J Epidemiol Community Health*. 1994; 48:329-32.
- Mackenbach JP, Huisman M, Andersen O, Bopp M, Borgan JK et al. Inequalities in lung cancer mortality by the educational level in 10 European population. *Eur J Cancer*. 2004;126-35.
- Mackenbach JP. Income inequality and population health: evidence favoring a negative correlation between income inequality and life expectancy has disappeared. *BMJ*. 2002; 34:1-2.
- Magalhães R, Burlandy L, Senna MCM. Desigualdades sociais, saúde e bem-estar: oportunidades e problemas no horizonte de políticas públicas. *Ciênc Saúde Coletiva*. 2007; 12(6):1415-21.
- Malta DC, Castro AM, Gosch CS, Cruz DKA, Bressan A et al. A Política Nacional de Promoção da Saúde e a agenda da atividade física no contexto do SUS. *Epidemiol Serv Saúde*. 2009; 18(1): 79-86.
- Malta DC, Duarte EC, Almeida MF, Dias MAS, Morais Neto OL et al. Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. *Epidemiol Serv Saúde*. 2007; 16(4):233-44.
- Mansur AP, Favarato D, Souza MFM, Avakian SD, Aldrighi JM, Cesar LAM, Ramires JAF. Tendência do Risco de Morte por Doenças Circulatórias no Brasil de 1979 a 1996. *Arq Bras Cardiol*. 2001; 76(6):504-10.
- Marín-León L, Barros MBA. Mortes por suicídio: diferenças de gênero e nível socioeconômico. *Rev Saúde Pública*. 2003; 37(3):357-63.
- Marmot M. Social determinants of health inequalities. *Lancet*. 2005; 365:1099-104.
- Marmot M. The influence of income on health: views of an epidemiologist. *Health Affairs*. 2002; 31-46.
- McDowell I. The Theoretical and Technical Foundations of Health Measurement. In: McDowell I. *Measuring Health: A Guide to Rating Scales and Questionnaires*. Oxford:

Oxford University Press; 2006. p. 10-54

Meara E, Richards S, Cutler DM. The gap gets bigger: changes in mortality and life expectancy, by education, 1981-2000. *Health Affairs*. 2008; 27(2):350-9.

Medeiros M, Britto T, Soares F. Transferência de renda no Brasil. *Novos Estudos*. 2007; 79:5-21.

Meslé, F. Écart d'espérance de vie entre les sexes: les raisons du recul de l'avantage féminin. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 2004, 52(4): 333-52.

Messias, E. Income inequality, illiteracy rate, and life expectancy in Brasil. *Am J Public Health*. 2003; 93(8):1294-6.

Minayo MCS, Souza ER. É possível prevenir a violência? Reflexões a partir do campo da saúde pública. *Ciênc Saúde Coletiva*. 1999; 4(1):7-23.

Ministério da Saúde. Departamento de Análise de Situação em Saúde. *Saúde Brasil 2007: uma análise da situação de saúde*. Brasília/DF: Ministério da Saúde; 2007. 641p. (Série G. Estatística e Informação em Saúde).

Ministério da Saúde. Fundação Nacional de Saúde. Manual de instruções para o preenchimento da declaração de óbito. 3. ed. Brasília: Ministério da Saúde/Fundação Nacional de Saúde; 2001.44 p. il.

Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Análise de Situação de Saúde. Política nacional de redução da morbimortalidade por acidentes e violências: Portaria MS/GM nº 737 de 16/5/01, publicada no DOU nº 96 seção 1E de 18/5/01. 2. ed. Brasília: Editora do Ministério da Saúde, 2005. 64 p. (Série E. Legislação de Saúde)

Ministério da Saúde. Temático Promoção da Saúde IV. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2009.

Monteiro CA, Cavalcante TM, Moura EC, Claro RM, Szwarcwald CL. Population-based evidence of a strong decline in the prevalence of smokers in Brazil (1989-2003). *Bull World Health Organ*. 2007; 85(7):527-34.

- Moore S. Peripherality, income inequality, and life expectancy: revisiting the income inequality hypothesis. *Inter J Epidemiol* 2006; 35:623-32.
- Morais Neto OL, Barros MBA. Risk factors for neonatal and post-neonatal mortality in the Central-West region of Brazil: linked use of life birth and infant death records. *Cad Saúde Pública*. 2000; 16(2):477-85.
- Muntaner C, Hadden WC, Kravets N. Social class, race/ethnicity and all-cause mortality in the US: Longitudinal results from the 1986-1994. *Eur J Epidemiology*. 2004; 777-84.
- Murray CJL, Kulkarni SC, Michaud C, Tomijima N, Bulzacchelli MT et al. Eight Americas: Investigating Mortality Disparities accors Races, Counties and Race-Counties in the United States. *PLoS Med*. 2006; 3(9):1513-24.
- Namoodiri K, Suchindran CM. Life table techniques and their applications. San Diego: Academic, 1987.
- Navarro V. Inequalities are Unhealthy. *Montlhy Review*. 2004; 56(2):26-30.
- Nazareth JM. Introdução à Demografia – Teoria e Prática. Lisboa: Presença, 1996
- Müller R, Milles D. The Role of Industrial Pathogenicity as a Causal and Final Argument for the German Social Insurance System. In: Nelson MC, editor. *Occupational Health and Publica Health*. Stockholm: Arbete och hälsa; 2006. p. 43-52
- Nunes A, Santos JRS, Barata RB, Viana SM. Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento. Brasília: Organização Pan-Americana/Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 2001. 224p.
- Nunes ED. A trajetória das ciências sociais em saúde na América Latina: revisão da produção científica. *Rev Saúde Pública*. 2006; 40(N Esp):64-72.
- Nunes ED. As Ciências Sociais em Saúde no Brasil e na América Latina. In: Spínola AWP, Sá EMC, Westphal MF, Adorno RCF, Zioni F (coord.). *Pesquisa Social em Saúde*. São Paulo: Cortez; 1992. p.25-42.
- Nusselder WJ, Mackenbach JP. Lack of improvement of life expectancy at advanced ages in The Netherlands. *Int J Epidemiol*. 2000; 29(1): 140-8.

- Oeppen J, Vaupel JW. Broken Limits of Life Expectancy. *Science*. 2002, 296:1029-31.
- Olshansky SJ, Ault AB. The Fourth Stage of the Epidemiologic Transition: The Age of Delayed Degenerative Diseases. *Milbank Q*. 1986; 64(3): 355-91.
- Omran AR. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. *Milbank Meml Fund Q*. 1971; 49 (4): 509-38.
- Organização Pan-Americana de Saúde. De Datos Básicos a Índices Compuestos: Una Revisión del Análisis de Mortalidad. *Boletín Epidemiológico*. 2002; 23(4):1-2.
- Paes MJO, Duarte YAO, Lebrão ML, Santos JLF, Laurenti R. Impacto do sedentarismo na incidência de doenças crônicas e incapacidades e na ocorrência de óbitos entre os idosos do município de São Paulo. *Saúde Coletiva*. 2008; 5(24):183-8.
- Paes NA. Tábuas de vida de múltiplo decremento – o modelo de Chiang [dissertação]. [São Paulo]: Universidade de São Paulo; 1982. 176p.
- Paes-Sousa R. Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica. *Cad Saúde Pública*. 2002; 18(5):1411-21.
- Paim JS. A Epidemiologia e a Superação de Desigualdades em Saúde. *Acta Paul Enf*. 2000; 13(N. Esp.):29-43.
- Paim JS. Abordagens teórico-conceituais em estudos de condições de vida e saúde: notas para reflexão em ação. In: Barata RB, organizador. *Condições de vida e situação em saúde*. Rio de Janeiro: ABRASCO; 1997. p. 7-30.
- Patarra NL. Questões sobre a transição demográfica no Brasil. In: Spínola AWP, Sá ENC, Westphal MF, Adorno RCF, Zioni F, coordenadores. *Pesquisa Social em Saúde*. São Paulo: Cortez; 1992. p. 166-74.
- Pearce J, Dorling D. Increasing geographical inequalities in health in New Zeland, 1980-2001. *Inter J Epidemiol*. 2006; 35:597-603.
- Pearce N, Davis P, Sporle A. Persistent social class mortality differences in New Zeland men aged 15-64: an analysis of mortality during 1995-97. *Austr N Z J Public Health*. 2002;

26:17-22

Peres MFT, Cardia N, Mesquita Neto P, Santos PC, Adorno S. Homicídios, desenvolvimento socioeconômico e violência policial no Município de São Paulo, Brasil. *Rev Panam Salud Publica*. 2008; 23(4): 268-76

Pollard JH. The expectation of life and its relationship to mortality. *J Inst Actuaries*. 1982; 109:225-40.

Porto SM. Justiça Social, Equidade e Necessidade em Saúde. In: Piola SF, Viana SM, organizadores. *Economia da Saúde: Conceito e Contribuição para a Gestão da Saúde*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada; 1995. p. 123-40.

Prata PR. A transição epidemiológica no Brasil. *Cad Saúde Pública*. 1992; 8(2): 168-75.

Putnam RD. Bowling alone. America's declining social capital. *J Democracy*. 1995; 6:65-78

Raleigh VS, Kiri VA. Life expectancy in England: variations and trends by gender, health authority, and level of deprivation. *J Epidemiol Community Health*. 1997; 51:649-58.

Regidor E, Calle ME, Navarro P, Dominguez V. Trends in the association between average income, poverty and income inequality and life expectancy in Spain. *Soc Sci Med*. 2003; 56: 961-71

Rey G, Jougl E, Fouillet A, Hémon D. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997-2001: variations with spatial scale degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC Public Health*. 2009;9:33-45

Riley JC. Introduction: A Global Revolution in Life Expectancy. In: Riley JC. *Rising Life Expectancy: A Global History*. 1. ed. Cambridge (UK): Cambridge University Press; 2001. p. 1-31.

Ripsa. Rede Interagencial de Informação para a Saúde. IDB 2009 Brasil - Indicadores e Dados Básicos para a Saúde [on-line] [acesso 2010 Dez 10]. Rio de Janeiro: Organização Pan-Americana da Saúde; 2009. Disponível em: <http://www.datasus.gov.br/idb>.

Ripsa. Rede Interagencial de Informação para a Saúde. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2008, 349p.

Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis sócio-econômicas e demográficas dos óbitos de crianças menores de um ano registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade do Brasil (1996/2001). *Cad. Saúde Pública*. 2006; 22(3):673-81.

Romero HG, Bedoya GSE, Velásquez MEA, Marín MP. Cambio en la esperanza de vida según tres grandes grupos de causas de muerte en Medellín, Colombia, de 1989-1991 a 1994-1996. *Rev Panam Salud Publica*. 2002; 12(5):305-12.

Rouquette C, Schwartz D. Première source d'information. L'enregistrement des décès. In: Rouquette C, Schwartz D. *Méthodes en Épidémiologie*. Paris: Flammarion; 1970. p. 15-22.

Rutstein DD, Berenberg W, Chalmers TC, Child CG, Fishman AP, Perrin EB. Measuring the quality of medical care. A clinical method. *N Engl J Med*. 1976; 294:582-8.

Salomon JA, Murray CJL. The Epidemiologic Transition Revisited: Compositional Models for Causes of Death by Age and Sex. *Pop Dev Rev*. 2002; 28(2):205-28.

Sanders BS. Measuring community health levels. *Am J Public Health*. 1964; 54(7): 1063-70.

Santos JLF. Sobre a força de mortalidade na construção de tábuas de sobrevivência. *Revista de Saúde Pública*. 1972; 6:263-7.

Santos JLF; Ortiz LP, Yasaki LM. Aplicação da técnica de riscos competitivos a dados brasileiros. *Anais do IV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*; 1984; Águas de São Pedro. [s.l.]: Associação Brasileira de Estudos Populacionais; 1984. p. 1157-95.

São Paulo (Estado); Assembléia Legislativa; Instituto do Legislativo Paulista. Região Administrativa de Campinas. In: São Paulo (Estado); Assembléia Legislativa; Instituto do Legislativo Paulista. *IPRS 2006: Índice Paulista de Responsabilidade Social*. São Paulo: Assembléia Legislativa do Estado; 2006, p. 96-119.

São Paulo (Estado); Assembléia Legislativa; Instituto do Legislativo Paulista. Região Administrativa de Campinas. In: São Paulo (Estado); Assembléia Legislativa; Instituto do Legislativo Paulista. O Estado dos municípios 2004-2006: Índice Paulista de Responsabilidade Social – Síntese das Regiões Administrativas. São Paulo: Assembléia Legislativa do Estado; 2009. p. 53-8.

Schneider MC, Castillo-Salgado C, Bacallao J, Loyola E, Mujica OJ et al. Métodos de medición de las desigualdades de salud. *Rev Pan Salud Publica*. 2002; 12(6):398-415.

Senna MCM. Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM). In: Ministério da Saúde. A experiência brasileira em sistemas de informação em saúde: Falando sobre os sistemas de informação em saúde no Brasil. Brasília: Ministério da Saúde; 2009. p. 87-105.

Shi L, Startfield B, Kennedy B, Kawachi I. Income, inequality, primary care, and health indicators. *J Fam Pract*. 1999; 48(4):275-84.

Shryock HS, Siegel J. The Life Table. In: Shryock HS, Siegel J. *The Methods and Materials of Demography*. Washington: M.S. Department of Commerce/Bureau of the census; 1971. p. 429-61.

Silva D. Plano Municipal de Assistência Social 2010-2013: Propostas e Diretrizes para a Política de Assistência Social do Município de Campinas. Campinas; 2010.

Silva JB, Barros MBA. Epidemiologia e desigualdade: notas sobre a teoria e a história. *Rev Panam Salud Publica*. 2002; 12(6):375-83.

Silva LMV, Paim JS, Costa MCN. Desigualdades na mortalidade, espaço e estratos sociais. *Rev Saúde Pública*. 1999; 33(2):187-97.

Silva MOS. Crise da sociedade salarial e renda mínima: nova forma de política social? Campinas: Nepp; 1996. (Caderno de Pesquisa - Núcleo de Estudos de Políticas Públicas nº 29).

Silveira MH, Laurenti R. Os eventos vitais: aspectos de seus registros e inter-relação da legislação vigente com as estatísticas de saúde. *Rev Saúde Pública*. 1973; 7:37-50.

Simões CCS. Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2002. 141p.

Singh G, Siahpush M. Increasing inequalities in all-cause and cardiovascular mortality among US adults aged 25-64 years by area socioeconomic status, 1969-1998. *Intern J Epidemiol.* 2002; 31:600-13.

Singh GK, Siahpush M. Widening socioeconomic inequalities in US life expectancy, 1980-2000. *Inter J Epidemiol.* 2006; 35:969-79.

Smits J, Monden C. Length of life inequality around the globe. *Soc Sci Med.* 2009; 68:1114-23.

Solla JJSP. Problemas e limites da utilização do conceito de classe social em investigações epidemiológicas: uma revisão crítica na literatura. *Cad Saúde Pública.* 1996; 12(2):207-16.

Souza AAF; Barros MBA. Tabagismo. In: Barros MBA; César CLG, Carandina L, Goldbaum M, organizadores. *As dimensões da saúde: inquérito populacional em Campinas, SP.* São Paulo: Aderaldo e Rothschild; 2008. p. 80-90.

Startfield B, Shi L. Determinants of Health: Testing of a Conceptual Model. *Annals NY Acad Sci.* 1999; 896:344-6.

Strand BH, Kunst A, Huisman M, Menvielle G, Glickman M et al. The reversed social gradient: Higher breast cancer mortality in the higher educated compared to lower educated. A comparison of 11 European populations during the 1990s. *Eur J Cancer.* 2007; 43:1200-7.

Sullivan DF. A single index of mortality and morbidity. *HSMHA Health Rep.* 1971; 86(4): 347-54.

Swaroop S, Uemura K. Proportional mortality of 50 years and above. *Bull World Health Org.* 1957; 17:439-81.

Szmrecsányi T. Da aritmética política à demografia como ciência. *Rev Bras Est Pop.* 1999; 16(1/2):3-17.

Szwarcwald CL, Bastos FI, Esteves MAP, Andrade CLT, Paez MS, Medici EV, Derrico M. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Cad Saúde Pública*. 1999a; 15(1):15-28.

Szwarcwald CL, Bastos FI, Viacava F, Andrade CL. Income inequality and homicide rates in Rio de Janeiro, Brazil. *Am J Public Health*. 1999b; 89(6):845-50.

Townsend P, Davidson N, editors. *Inequalities in Health: The Black Report*. Londres: Penguin, 1982.

Vallin J. Mortalidade, sexo e gênero. In: Pinnelli A, organizador. *Gênero nos estudos de população*. Campinas: Abep; 2004. p. 15-54. (Demographicas v. 2)

Vasconcelos AMN. Causas de morte em idosos no Brasil. *Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais*; 2004; Caxambu. [s.l]: Associação Brasileira de Estudos Populacionais; 2004. p. 1-11.

Vieira-da-Silva LM, Almeida Filho N. Equidade em saúde: uma análise crítica de conceitos. *Cad Saúde Pública*. 2009; 25(Sup 2): s217-26.

Wagstaff A, Paci P, Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*. 1991; 33(5):545-57.

Weir R, Day P, Ali W. Risk factors for breast cancer in women: A systematic review of the literature. *NZHTA Report*. 2007; 10(2):1-78.

Weisz G, Gryn JO. The Theory of Epidemiologic Transition: the Origins of a Citation Classic. *J History Med Allied Sciences*. 2009; 65(3):287-326

Weires M, Bermejo JL, Sundquist K, Sundquist J, Hemminki K. Socio-economic status and overall and cause-specific mortality in Sweden. *BMC Public Health*. 2008; 8:340.

Whitehead M, Dahlgren G. Part A: Concepts. In: Whitehead M, Dahlgren G. *Concepts and principles for tackling social inequalities in health: Levelling up Part 1*. Copenhagen: WHO; 2006. p. 1-12.

Wilkinson R, Marmot R. *Social Determinants of Health: The Solid Facts*. 2 ed. Dinamarca: WHO; 2003.

- Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Soc Sci Med.* 2006; 62:1768-84.
- Wilkinson RG, Pickett KE. Income Inequality and Socioeconomic Gradients in Mortality. *Am J Public Health.* 2008; 98(4):699-704.
- Wilkinson RG. Health, Hierarchy, and Social Anxiety. *Annals NY Acad Sci.* 1999; 896:48-63.
- Wilkinson RG. Income distribution and life expectancy. *BMJ* 1992; 304:165-8.
- Wilkinson RG. National Mortality Rates: The Impact of Inequality? *Am J Public Health.* 1992; 82(8):1082-4.
- Wilkinson RG. Relação Internacional entre equidade de renda e expectativa de vida. In: Barata RB, Barreto ML, Almeida Filho N, Veras RP, organizadores. *Equidade e saúde: contribuições da epidemiologia.* Rio de Janeiro: Fiocruz/Abrasco; 1997. p. 103-17.
- Wood CH, Carvalho JAM. Desigualdade de Renda e Expectativa de Vida. In: Wood CH, Carvalho JAM. *A demografia da desigualdade no Brasil.* Rio de Janeiro: IPEA; 1994a. p. 101-19.
- Wood CH; Carvalho JAM. O Colapso da Fecundidade. In: Wood CH; Carvalho JAM. *A demografia da desigualdade no Brasil.* Rio de Janeiro: IPEA; 1994b. p. 177-206.
- World Health Organization (WHO). *Measurement of Levels of Health. Report of a Study Group.* Geneva: WHO; 1957. 32p. (Technical Report Series n° 137).
- World Health Organization (WHO). *Programmes of Analysis of Mortality Trends and levels.* Geneva: WHO; 1970. 36p. (Technical Report Series n° 440).
- Yazaki LM. *Causas de morte e esperança de vida ao nascer no Estado de São Paulo e Regiões, 1975-1983.* São Paulo: Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados; 1990. 128p.
- Yoshinaga K, Une H. Contributions of mortality changes by age group and selected causes of death to the increase in Japanese life expectancy at birth from 1950 to 2000. *Eur J Epidemiol.* 2005; 20(1):49-57.

Zaitune MPA, Barros MBA, César CLG, Carandina L, Goldbaum M, Alves MCGP.  
Fatores associados à prática de atividade física global e de lazer em idosos: Inquérito de Saúde no Estado de São Paulo (ISA-SP), Brasil. Cad Saúde Pública. 2010; 26(8):1606-18.

Zajacova A. Education, gender, and mortality: Does schooling have the same effect on mortality for men and women in the US? Soc Sci Med. 2006; 63:2176–90

## **7. ANEXOS**

---



## Declaração

As cópias de artigos de minha autoria ou de minha co-autoria, já publicados ou submetidos em revistas científicas ou anais de congressos sujeitos a arbitragem, que constam da minha Tese de Doutorado, intitulada *Mortalidade e expectativa de vida: tendências e desigualdades sociais*, não infringem os dispositivos da Lei nº 9.610/98, nem o direito autoral de qualquer editora.

Campinas, 18 de março de 2011

*Ana Paula Belon Lima*

Autor

RG 33.154.687-5



Orientador

RG 4.187.473