

Desigualdade da sobrevivência de trabalhadores de Botucatu, São Paulo, Brasil

Inequality of workers' survival in Botucatu, São Paulo State, Brazil

Ricardo Cordeiro ¹
Edmilson de Araújo Silva ²

¹ Departamento de Saúde Pública, Faculdade de Medicina de Botucatu, Universidade Estadual Paulista. C. P. 543, Botucatu, SP 18618-970, Brasil.
² Departamento de Estatística, Instituto de Ciências Exatas, Universidade do Amazonas. Av. General Rodrigo Octávio Jordão Ramos 3000, Manaus, AM 69077-000, Brasil.

Abstract *The aim of this observational study was to estimate the survival function and risk of death in Botucatu, Southeast Brazil, by occupation. The occupational history of inhabitants of Botucatu who died after their 10th birthday from January 1, 1997, to March 31, 1998, was analyzed, as were the occupational histories of workers' spouses. A total of 992 subjects were studied. Data were analyzed by fitting a proportional hazards model where the time variable was age at death or at time of interview and the main co-variable was occupation. Results showed that risk of death increased consistently as the level of occupational specialization decreased, displaying a 12-year increase in life expectancy for professional as compared to unskilled workers.*

Key words Occupational Mortality; Occupational Health; Survival

Resumo *Este é um estudo observacional longitudinal que objetivou estimar o risco de óbito e a curva de sobrevivência da população de Botucatu, São Paulo, classificada segundo ocupações. Foram analisadas as histórias ocupacionais de moradores da cidade falecidos entre 1º de janeiro de 1997 e 31 de março de 1998, bem como de seus cônjuges, totalizando 992 indivíduos. Com os dados obtidos, ajustamos um modelo de riscos proporcionais, tendo como variável tempo, a idade no momento do óbito ou da entrevista, e como covariável de interesse, a ocupação. O modelo ajustado evidenciou que o risco de óbito aumenta consistentemente para grupos ocupacionais menos especializados, apontando uma diferença de cerca de 12 anos na esperança de vida entre trabalhadores intelectuais e trabalhadores braçais, um indicador de desigualdade social na cidade.*

Palavras-chave Mortalidade Ocupacional; Saúde Ocupacional; Sobrevivência

Introdução

Observa-se durante as últimas décadas a queda da mortalidade geral, e em particular da mortalidade infantil, em todo o Brasil. Tal redução, associada à verificada diminuição do coeficiente de natalidade, resultou no aumento da expectativa de vida ao nascer e no envelhecimento da população brasileira (Possas, 1989). Esse fenômeno, além de ocorrer tardiamente em relação aos países industrializados do ocidente, ocorrendo de forma bastante heterogênea, refletindo as enormes diferenças sociais existentes no país.

Evidenciar diferenciais de indicadores de saúde em populações classificadas segundo indicadores sociais, é uma forma de dimensionar desigualdades, passo importante para a sua compreensão. O objetivo deste estudo é desvelar os diferenciais de longevidade da população de Botucatu, São Paulo, utilizando como variável preditora a ocupação.

Material e método

O estudo foi realizado no Município de Botucatu, localizado na região centro-oeste do Estado de São Paulo, a 235km de sua capital. A população estudada constituiu-se de casais de moradores da cidade, onde ao menos um dos membros faleceu entre 1º de janeiro de 1997 e 31 de março de 1998. Consideramos casal dois indivíduos de sexos opostos que viveram maritalmente no mesmo domicílio por mais de um ano, independente de serem ou não civilmente casados. Os falecidos que sempre foram solteiros não foram incluídos no estudo. Para aqueles que foram casados mais de uma vez, consideramos como cônjuge a pessoa da primeira união.

Duas a três semanas após o falecimento, a família do morto era localizada a partir do endereço encontrado em sua declaração de óbito, sendo visitada por um entrevistador da equipe de campo. Este expunha os objetivos da pesquisa e solicitava a participação da família. Após o consentimento, verificávamos se o falecido era ou tinha sido casado no passado. Em caso afirmativo, era entrevistado um familiar adulto do morto, geralmente filho(a), cônjuge, irmão(ã) ou pai(mãe). Nestas entrevistas, entre outras informações, eram recuperadas as histórias ocupacionais do falecido e de seu cônjuge, a partir de seus dez anos de idade e até a última ocupação exercida, anotando-se pormenorizadamente a descrição das ocupações e os seus respectivos tempos de exercício. Sempre

que disponível, as carteiras profissionais de ambos eram consultadas, ratificando e complementando as informações obtidas.

Em um momento posterior à entrevista, as ocupações identificadas nas histórias ocupacionais foram classificadas segundo Rumel (Rumel, 1987), que reúne ocupações em cinco grandes grupos, sendo: (1) Trabalhadores intelectuais, (2) Trabalhadores agricultores, (3) Trabalhadores da área de serviços, (4) Trabalhadores operários e (5) Trabalhadores braçais.

Esta classificação encontra-se referida em Rumel (1987). Para cumprir os propósitos deste estudo, acrescentamos à classificação acima um sexto grupo (Indivíduos que nunca trabalharam). Definimos a ocupação habitual de cada um dos membros dos casais estudados como aquela exercida por mais tempo (Strauss, 1949).

Com os dados obtidos, ajustamos um modelo de riscos proporcionais (Cox, 1972, 1975), tendo como variável tempo, a idade no momento do óbito ou da entrevista. O modelo ajustado, escrito na forma da função sobrevivência (Harris & Albert, 1991), foi:

$$S_i(t) = S_0(t) \exp\left\{-\sum_{i=1}^5 \beta_i X_i\right\}$$

Consideramos tempo exato de falha a idade no falecimento. Para os cônjuges vivos, a idade no momento da entrevista foi considerada censura à direita (Marubini & Valsecchi, 1995). A covariável analisada foi a ocupação principal, classificada segundo Rumel. Tratando-se de uma variável que assume seis categorias distintas, foram criadas cinco variáveis dummy (Hosmer Jr. & Lemeshow, 1999) visando codificá-la, sendo representadas no modelo acima por X_i . O nível basal escolhido foi o Grupo 6 (indivíduos que nunca trabalharam). As análises foram feitas utilizando-se os *softwares SAS System Rel. 6.12, Procedures Lifetest* (SAS Institute Inc, 1989) e *Phreg* (SAS Institute Inc, 1992).

Resultados

Entre 1º de janeiro de 1997 e 31 de março de 1998 faleceram 785 moradores de Botucatu, dos quais 745 tinham idade igual ou superior a dez anos no momento do óbito. Dentre estes, não conseguimos localizar a família de 31 falecidos (4,2%), devido a mudanças ou erros de endereço, as famílias de outros 12 (1,6%) recusaram-se a participar do estudo e seis mortos (0,8%) moravam sós, sem familiares na cidade. Restaram portanto 696 falecidos (93,4%), cujas famílias foram localizadas e concordaram em

participar do estudo. A distribuição de sexo, idade e estado civil das perdas não diferiu significativamente ($\alpha = 0,05\%$) da distribuição destas características entre os demais 696, exceto para os seis moradores que faleceram sem deixar familiares, todos bastante idosos.

Entrevistando essas 696 famílias, constatamos que 105 falecidos foram sempre solteiros. Dentre as 591 famílias restantes, em 95 casos (16,1%), os familiares não souberam informar com precisão a história ocupacional completa de pelo menos um dos membros do casal. Restaram portanto 496 famílias (83,9%) que informaram com precisão o histórico ocupacional do falecido e seu cônjuge. A curva de sobrevivência aqui apresentada foi estimada a partir de 992 indivíduos (496 casais), sendo que 170 deles faleceram antes do início do estudo, 496 durante o período estudado, e os outros 326 encontravam-se vivos no momento do estudo. Uma análise das causas de óbito de parte da população estudada pode ser encontrada em Cordeiro et al. (1999).

A Tabela 1 mostra a distribuição conjunta de idade e sexo da população estudada. Avaliamos graficamente a proporcionalidade dos riscos de óbitos associados às ocupações da população estudada, por intermédio da distribuição do logaritmo da função sobrevivência segundo grupos de ocupação em função do logaritmo dos tempos de sobrevivência (Lawless, 1982; Lee, 1992). O resultado não sugeriu nenhuma violação do pressuposto de proporcionalidade do modelo a ser ajustado. A Tabela 2 mostra as estatísticas obtidas com o ajuste do modelo de riscos proporcionais definido em *Material e métodos*. Observa-se nesta tabela que, em relação à categoria basal (Grupo 6, indivíduos que nunca trabalharam), o grupo ocupacional dos trabalhadores intelectuais (Grupo 1) não implicou em risco significativo de óbito para a população estudada. Entretanto, os grupos ocupacionais dos agricultores (Grupo 2), trabalhadores da prestação de serviços (Grupo 3), operários (Grupo 4) e trabalhadores braçais (Grupo 5) associaram-se a riscos relativos crescentes de óbito. A Figura 1, produzida a partir dos resultados do modelo de riscos proporcionais ajustado, ilustra os resultados acima, apresentando as estimativas das curvas de sobrevivência para a população estudada classificada segundo grupos de ocupação. Observa-se na figura que a sobrevivência dos trabalhadores de Botucatu diminui monotonicamente quando se transita do grupo dos intelectuais para o dos braçais, salientando uma variação de cerca de 12 anos entre as estimativas da idade mediana [S(0,5)] destes grupos.

Tabela 1

Distribuição da população de casais estudada segundo idade e sexo. Botucatu, São Paulo, 1998.

Faixa etária (anos)	Homens	Mulheres	Total
10 a 19	0	1	1
20 a 29	8	8	16
30 a 39	19	35	54
40 a 49	48	49	97
50 a 59	70	79	149
60 a 69	146	127	273
70 a 79	114	105	219
80 a 89	76	76	152
90 a 99	15	16	31
Total	496	496	992

Tabela 2

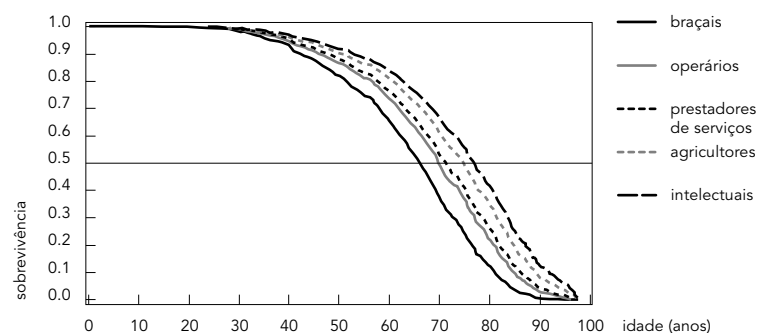
Estatísticas obtidas ao ajustar-se o modelo de riscos proporcionais tendo como covariável o grupo ocupacional. Botucatu, São Paulo, 1998.

Grupo ocupacional	estimativa β_i	valor p	RR	IC 95% RR
I: Intelectuais	0,14	0,4963	1,15	0,77-1,73
II: Lavradores	0,32	0,0119	1,38	1,07-1,77
III: Prestadores de serviços	0,56	0,0001	1,75	1,37-2,24
IV: Operários	0,67	0,0001	1,96	1,46-2,64
V: Braçais	1,01	0,0039	2,75	1,38-5,47

Categoria basal: grupo ocupacional VI (indivíduos que nunca trabalharam).

Figura 1

Sobrevivência segundo grupos de ocupação. Botucatu, 1998.



Discussão

Define-se coorte como um grupo enumerável de pessoas partilhando uma experiência ou condição comum em um determinado espaço e tempo (Miettinen, 1985; Rothman & Greenland, 1998). Esta condição comum, critério de elegibilidade ou de inclusão, pode inclusive, ser a morte, o que torna possível a composição de coortes de indivíduos identificados a partir do óbito (Miettinen, 1985). Como estratégia para a estimação da sobrevivência da população de Botucatu segundo ocupações, compôs-se uma coorte de casais de moradores da cidade onde ao menos um dos membros do casal faleceu entre 1º de janeiro de 1997 e 31 de março de 1998.

Os resultados apresentados na Tabela 2 mostram que ao ajustar-se o modelo de riscos proporcionais utilizado, os grupos ocupacionais dos agricultores (Grupo 2), prestadores de serviço (Grupo 3), operários (Grupo 4) e braçais (Grupo 5) foram apontados como significativamente relacionados com a variável idade ao falecer (tempo de falha), tendo como nível basal o grupo ocupacional “sem ocupação” (composto por indivíduos que nunca trabalharam).

É interessante observar que o modelo ajustado evidenciou um nítido gradiente de risco ao transitar-se do Grupo 2 para o Grupo 5. Segundo o modelo, em relação aos que nunca trabalharam, o risco de óbito dos trabalhadores agricultores, prestadores de serviços, operários e braçais foram respectivamente 1,38 (IC 95%: 1,07-1,77), 1,75 (IC 95%: 1,37-2,24), 1,96 (IC 95%: 1,46-2,64) e 2,75 (IC 95%: 1,38-5,47).

A Figura 1 mostra com clareza o gradiente acima referido. Trata-se da curva de sobrevivência da população estudada, segundo grupos ocupacionais. Pode-se ler diretamente na figura que a vida mediana dos trabalhadores braçais (cerca de 66 anos) é 12 anos mais curta que a dos trabalhadores intelectuais (cerca de 78 anos) em Botucatu.

Uma questão importante refere-se à natureza da associação encontrada. Seriam as diferenças encontradas entre as curvas de sobrevivência estimadas causadas exclusivamente por riscos ocupacionais inerentes às ocupações exercidas pela população estudada? Tais exposições, que atingem predominantemente trabalhadores manuais (Pearce et al., 1983), não parecem ser responsáveis pela maior parte das diferenças encontradas nos indicadores de mortalidades segundo ocupações (Pearce et al., 1983). Já no início do século passado, Stevenson, ao analisar dados de mortalidade na Inglaterra, referia que a influência das ocupa-

ções parecia ser mais indireta do que direta, ressaltando a importância de fatores “sócio-ambientais” na distribuição da mortalidade (Registrar General, 1927; Stevenson, 1923, 1928). Fox & Adelstein (1978), estudando dados de mortalidade dos anos 1949-53 e 1970-72, também na Inglaterra, estimam que apenas um quinto dos diferenciais de mortalidade encontrados segundo ocupações são diretamente devido às ocupações exercidas pela população estudada, sendo os quatro quintos restantes decorrentes de diferenças de “estilo de vida”. Sejam fatores sócio-ambientais, sejam diferenças de estilo de vida, o que estes autores de fato referem é que o exercício de uma ocupação associa-se a uma inserção social específica, e que esta sim seria o fator preponderante na determinação dos diferenciais de mortalidade.

A associação entre classe ou estrato social e indicadores de saúde (geralmente quantificados por estatísticas de mortalidade) tem sido ampla e irrefutavelmente identificada nos países industrializados durante todo o decorrer do século XX, conforme mostram pormenorizadas revisões sobre o assunto (Liberatos et al., 1988; Susser et al., 1985; van Loom et al., 1995). Na grande maioria dos países do terceiro mundo não existem estatísticas de âmbito nacional confiáveis apontando tal associação. Em boa parte isto se deve a problemas com a cobertura e validação dos sistemas de informação. Entretanto, nada faz supor a inexistência de tal associação nestes países.

A interpretação mais prevalente nos estudos epidemiológicos entende que as diferenças de indicadores de mortalidade encontradas ao classificar-se a população de acordo com estratos sociais, são resultado da distribuição desigual de fatores de risco entre esses estratos (Baker et al., 1988; Buring et al., 1987; Dobson et al., 1985; Hall et al., 1993; Hay & Foster, 1981; Karasek & Theorell, 1990; Kawachi et al., 1991; Liberatos et al., 1988; Mackenbach, 1992; Marmot et al., 1978; McMichael & Hartshorne, 1982; Pekkanen et al., 1995; Preston, 1969; Regidor-Poyatos & Gonzales-Enriquez, 1989; Rosengren et al., 1988; Slater & Carlton, 1985; Townsend, 1978). Tais fatores de risco, que podem ou não ter ação direta causal sobre morbidade e mortalidade, compreenderiam não apenas riscos ocupacionais, como também fatores de riscos genérica e vagamente relacionados a “estilo de vida” e “condições sociais”. De fato, numerosos trabalhos mostram que as exposições ocupacionais aos agentes químicos e físicos nocivos, o trabalho em turnos, o tabagismo, o etilismo, as dietas pobres em fibras e ricas em gorduras, o sedentarismo, o estresse, as

más condições de habitação – para citar apenas alguns dos mais conhecidos fatores de risco para um grande número de doenças – distribuem-se desigualmente entre os estratos sociais, concentrando-se nos mais inferiores. Sob esta perspectiva, estrato social é um marcador de risco, sendo incorporado às análises multivariadas como um fator de confundimento.

Entretanto, outros autores defendem a existência de relação causal entre classe social e níveis de saúde, uma vez que os diferenciais de distribuição dos fatores de risco para doenças são eles próprios determinados socialmente (Laurell & Margarita-Márquez, 1983; Marmot & Theorell, 1988; Pearce, 1997; Pearce et al., 1983). Fatores de risco seriam elos intermediários na cadeia causal. Sob este ponto de vista, é inadequado “controlar o confundimento” de classe ou estrato social numa análise envolvendo exposições e doença, uma vez que tais fatores não são independentes, mas subordinam-se no processo causal em que a desigualdade na saúde é gestada no âmbito social.

Já existem estudos mostrando que em Botucatu a prevalência de tabagismo e alcoolismo é maior entre os grupos ocupacionais menos especializados. Não há informações sistematizadas sobre a distribuição de muitos outros tradicionais fatores de risco na população local classificada segundo ocupações. É provável, conforme tendência observada em diversos outros países, que estes riscos se distribuam desigualmente, sendo mais prevalentes nos grupos ocupacionais mais inferiores. Entretanto, explicar os diferenciais de mortalidade encontrados como simplesmente resultantes de distribuições desiguais de fatores de risco é uma posição científica bastante limitada. Tal constatação é de pouca utilidade em Saúde Pública. Há que se entender por que fatores de risco se distribuem desigualmente na sociedade.

O não entendimento da questão acima às vezes leva a políticas de eficácia duvidosa. Exemplificando, é ingênuo pensar que campanhas de massa para a diminuição da prevalência de fatores de risco na população tenham

bom resultado, a não ser que os determinantes da distribuição destes fatores sejam atingidos na raiz. Há inclusive autores que defendem que tais campanhas, se por um lado diminuem alguns fatores de risco, por outro aumentam o diferencial destes fatores entre estratos sociais, contribuindo para o aumento dos diferenciais de mortalidade (Wing, 1988). A menos que se entenda por que os trabalhadores braçais fumam mais e têm mais resistência a parar de fumar que os trabalhadores intelectuais, e se atue na origem deste fenômeno, campanhas antiga-bagistas continuarão a ter efeito limitado, conseguindo melhores resultados entre estratos superiores, mas com pouca ou nenhuma eficácia entre populosos estratos inferiores. Argumenta-se que o hábito de fumar não deve ser encarado como um fator fundamental de doença, ao invés, trata-se de um epifenômeno, um sintoma secundário de origem econômico-social (Department of Health and Social Security Research Working Group, 1980). O estatístico Neil Pearce (1997:126) argumenta que *“fumar é um mecanismo por intermédio do qual fatores sócio-econômicos causam doença; fumar é, portanto, fator intermediário na linha causal que vai dos fatores sócio-econômicos à doença”*. O mesmo se aplica, por exemplo, a campanhas para diminuição do consumo de álcool, alteração de hábitos alimentares (diminuição de ingestão calórica, aumento do consumo de fibras), prática de esportes, e demais programas de promoção da saúde visando mudanças no estilo de vida. O necessário passo seguinte é desvelar os mecanismos que tornam desigual a distribuição dos fatores de risco na sociedade.

Em conclusão, os resultados obtidos evidenciaram uma grande disparidade da mortalidade da população de Botucatu, quando classificada de acordo com suas ocupações, um indicador de desigualdade social na cidade. Nada sugere que seja esta uma situação particular do município. Ao contrário, a percepção que se tem é que esse quadro de diferenças seja encontrado, em maior ou menor amplitude, em todo o país.

Agradecimentos

Agradecemos à Fundação do Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento desta pesquisa (processos FAPESP 96/7583-4, 96/7584-0, 96/7585-7, 97/12782-9, 97/12783-5, 97/12784-1, 99/3437-1, e CNPq 520605/96-9).

Referências

- BAKER, I. A.; SWEETNAM, P. M.; YARNELL, J. W. G.; BAINTON, D. & ELWOOD, P. C., 1988. Haemostatic and other risk factors for ischaemic heart disease and social class: Evidence from the Caerphilly and Speedwell studies. *International Journal of Epidemiology*, 17:759-765.
- BURING, J. E.; EVANS, D. A.; FIORE, M.; ROSNER, B. & HENNEKENS, C. H., 1987. Occupations and risk of death from coronary heart disease. *JAMA*, 258:791-792.
- CORDEIRO, R.; PEÑALOZA, E. R. O.; CARDOSO, C. F.; CORTEZ, D. B.; KAKINAMI, E.; SOUZA J. J. G.; SOUZA, M. T. M.; FERNANDES, R. A.; GUERCIA, R. F. & ADONI, T., 1999. Desigualdade de indicadores de mortalidade no sudeste do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, 33:593-601.
- COX, D. R., 1972. Regression models and life-tables (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society – Series B Methodological*, 34:187-202.
- COX, D. R., 1975. Partial likelihood. *Biometrika*, 62: 269-276.
- DEPARTMENT OF HEALTH AND SOCIAL SECURITY RESEARCH WORKING GROUP, 1980. *Inequalities in Health*. London: Department of Health and Social Security.
- DOBSON, A. J.; GIBBERD, R. W.; LEEDER, S. R. & O'CONNELL, D. L., 1985. Occupational differences in ischemic heart disease mortality and risk factors in Australia. *American Journal of Epidemiology*, 122:283-290.
- FOX, A. J. & ADELSTEIN, A. M., 1978. Occupational mortality: Work or way of life? *Journal of Epidemiology and Community Health*, 32:73-78.
- HALL, E. M.; JOHNSON, J. V. & TSOU, T. S., 1993. Women, occupation, and risk of cardiovascular morbidity and mortality. *Occupational Medicine*, 8:709-719.
- HARRIS, E. K. & ALBERT, A., 1991. *Survivorship Analysis for Clinical Studies*. New York: Marcel Dekker.
- HAY, D. R. & FOSTER, F. H., 1981. The influence of race, religion, occupation and other social factors on cigarette smoking in New Zealand. *International Journal of Epidemiology*, 10:41-43.
- HOSMER JR., D. W. & LEMESHOW, S., 1999. *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data*. New York: John Wiley & Sons.
- KARASEK, R. & THEORELL, T., 1990. *Healthy Work: Stress, Productivity, and the Reconstruction of Working Life*. New York: Basic Books.
- KAWACHI, I.; MARSHAL, S. & PEARCE, N., 1991. Social class inequalities in the decline of coronary heart disease among New Zealand men, 1975-1977 to 1985-1987. *International Journal of Epidemiology*, 20:393-398.
- LAURELL, A. C. & MARQUEZ, M., 1983. *El Desgaste Obrero en México: Proceso de Producción y Salud*. México, DF: Ediciones Era.
- LAWLESS, J. F., 1982. *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. New York: John Wiley & Sons.
- LEE, E., 1992. *Statistical Method for Survival Data Analysis*. 2nd Ed. New York: John Wiley & Sons.
- LIBERATOS, P.; LINK, B. G. & KELSEY, J. L., 1988. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiologic Reviews*, 10:87-121.
- MACKENBACH, J. P., 1992. Socioeconomic health differences in The Netherlands: A review of recent empirical findings. *Social Science and Medicine*, 34:213-226.
- MARMOT, M. G.; ADELSTEIN, A. M. & ROBINSON, N., 1978. Changing social-class distribution of heart disease. *BMJ*, 2:1109-1112.
- MARMOT, M. G. & THEORELL, T., 1988. Social class and cardiovascular disease: The contribution of work. *International Journal of Health Services*, 18:659-674.
- MARUBINI, E. & VALSECCHI, M. G., 1995. *Analyzing Survival Data from Clinical Trials and Observational Studies*. New York: John Wiley & Sons.
- McMICHAEL, A. J. & HARTSHORNE, J. M., 1982. Mortality risks in Australian men by occupation groups, 1968-78: Variations associated with differences in drinking and smoking habits. *Medical Journal of Australia*, 1:253-256.
- MIETTINEN, O. S., 1985. *Theoretical Epidemiology – Principles of Occurrence Research in Medicine*. New York: John Wiley & Sons.
- PEARCE, N. E., 1997. Classe social e câncer. In: *Equidade e Saúde – Contribuição da Epidemiologia* (R. B. Barata, M. L. Barreto, N. Almeida Filho & R. P. Veras, org.), pp. 121-133, Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/ABRASCO.
- PEARCE, N. E.; DAVIS, P. B.; SMITH, A. H. & FOSTER, F. H., 1983. Mortality and social class in New Zealand. I: Overall male mortality. *New Zealand Medical Journal*, 96:281-285.
- PEKKANEN, J.; TUOMILEHTO, J.; UUTELA, A.; VARTAINEN, E. & NISSINEN, A., 1995. Social class, health behaviour, and mortality among men and women in eastern Finland. *BMJ*, 311:589-593.
- POSSAS, C., 1989. *Epidemiologia e Sociedade. Heterogeneidade Estrutural e Saúde no Brasil*. São Paulo: Editora Hucitec.
- PRESTON, S. H., 1969. Mortality differentials by social class and smoking habit. *Social Biology*, 16: 280-289.
- REGIDOR-POYATOS, R. & GONZALES-ENRIQUEZ, J., 1989. Desigualdad social y mortalidad en España. *Revista de Sanidad y de Higiene Pública*, 63:107-116.
- REGISTRAR GENERAL, 1927. *Decennial Supplement on Occupational Mortality*. London: Her Majesty Stationery Office.
- ROSENGREN, A.; WEDEL, H. & WILHELMSSEN, L., 1988. Coronary heart disease and mortality in middle aged men from different occupational classes in Sweden. *BMJ*, 297:1497-1500.
- ROTHMAN, K. J. & GREENLAND, S., 1998. *Modern Epidemiology*. 2nd Ed. Philadelphia: Lippincott-Raven.
- RUMEL, D., 1987. *Indicadores de Mortalidade por Categoria Ocupacional e Nível Social*. Dissertação de Mestrado, São Paulo: Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo.
- SAS INSTITUTE, 1989. *SAS/STAT User's Guide*, Version 6. 4th Ed. Cary: SAS Institute.
- SAS INSTITUTE, 1992. The Phreg Procedure. In: *SAS Technical Report P-219, SAS/STAT Software: Changes and Enhancements*, pp. 433-480, Cary: SAS Institute.

- SLATER, C. & CARLTON, B., 1985. Behavior, lifestyle, and socioeconomic variables as determinants of health status: Implications for health policy development. *American Journal of Preventive Medicine*, 1:25-33.
- STEVENSON, T. H. C., 1923. The social distribution of mortality from different causes in England and Wales, 1910-12. *Biometrika*, 15:382-400.
- STEVENSON, T. H. C., 1928. The vital statistics of wealth and poverty. *Journal of the Royal Statistical Society*, 91:207-220.
- STRAUSS, R. C., 1949. *Guide for Reporting Occupation and Industry on Death Certificates*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- SUSSER, M.; WATSON, W. & HOPPER, K., 1985. *Sociology in Medicine*. 3rd Ed. New York: Oxford University Press.
- TOWNSEND, J., 1978. Smoking and class. *New Society*, 43:709-710.
- VAN LOOM, A. J.; BRUG, J.; GOLDBOHM, R. A.; VAN DEN BRANDT, P. A. & BURG, J., 1995. Differences in cancer incidence and mortality among socioeconomic groups. *Scandinavian Journal of Social Medicine*, 23:110-120.
- WING, S., 1988. Social inequalities in the decline of coronary mortality. *American Journal of Public Health*, 78:1415-1416.