

ERNANI TIARAJU DE SANTA HELENA

**DIFERENÇAS SOCIOECONÔMICAS REGIONAIS E MORTALIDADE POR
CÂNCER DE ESTÔMAGO EM SANTA CATARINA.**

**Dissertação apresentada como requisito parcial à
obtenção do grau de Mestre.**

Curso de Pós-Graduação em Saúde Pública.

Departamento de Saúde Pública.

Centro de Ciências da Saúde.

Universidade Federal de Santa Catarina.

Orientador : Prof. Dr. Nelson Blank

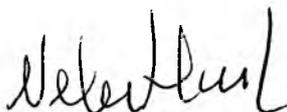
FLORIANÓPOLIS, 1999

**DIFERENÇAS SOCIOECONÔMICAS REGIONAIS E MORTALIDADE POR CÂNCER
DE ESTÔMAGO EM SANTA CATARINA.**

ERNANI TIARAJU DE SANTA HELENA

**ESTA DISSERTAÇÃO FOI JULGADA ADEQUADA PARA A OBTENÇÃO DO TÍTULO
DE**

**MESTRE EM SAÚDE PÚBLICA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO DE EPIDEMIOLOGIA**

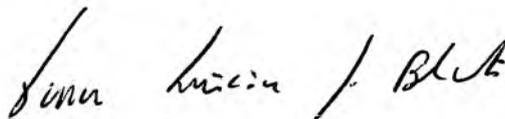


**Prof. Nelson Blank, Dr.
Orientador**

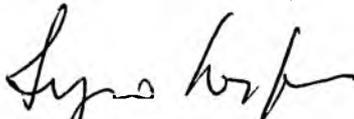


**Profª Maria Helena Bittencourt Westrupp, Dra.
Coordenadora do Curso**

BANCA EXAMINADORA



Profª Vera Lúcia Guimarães Blank, Dra.



Prof. Sérgio Koifmann, Dr.



Prof. Sérgio Fernando Torres de Freitas, Dr.

DEDICATÓRIA

À Célia, Carolina e Henrique, esposa e filhos, meus amores, que tiveram paciência em sacrificar muitas horas de nosso convívio para a confecção deste trabalho e souberam compreender-me e estimular nos momentos difíceis;

A meus pais, Ernani e Enilza, que me sempre me deram estímulo e liberdade para trilhar todos os caminhos;

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador, Dr. Nelson Blank, que com firmeza soube corrigir os rumos e exigir o rigor necessário à prática da epidemiologia;

Aos professores do Curso de Pós-Graduação em Saúde Pública, nas pessoas da Dra. Vera Blank e do Dr. Emil Kupek, e colegas do Mestrado, em especial a Heloisa Peixoto, por suas valiosas sugestões tanto nos Seminários de Dissertação, quanto nas conversas de corredores;

Aos colegas de “Saúde & Trabalho” (Marise, Denise, Célia, Charles, Oscar, Ítalo, Michele), Universidade (Silvana, Rosiléia,) e Secretaria de Saúde (Jaqueline, Fabiano, Joelma) que “trabalharam por mim” durante esta jornada;

Ao pessoal da Biblioteca da FURB, Genoveva, Ivanilde e Izildinha, que com dedicação e presteza garantiram o suporte bibliográfico;

Aos Prof. Olivo Pedron e José Endoença Martins, pela cuidadosa revisão dos manuscritos;

Aos amigos que sempre me estimularam e apoiaram nos momentos de dúvida: Dinho, Palmira, Ruth, Silas, Cláudia, Flávio, Neri, Cleci e Dalton.

ÍNDICE

| | Página |
|--|--------|
| 1. INTRODUÇÃO..... | 1 |
| 2. O CONTEXTO DAS NEOPLASIAS MALIGNAS..... | 3 |
| 2.1. Conceito, Causas e Prevenção..... | 3 |
| 2.2. Câncer de Estômago..... | 6 |
| 2.3. Desigualdades Sociais e Câncer..... | 7 |
| 3. DELIMITAÇÃO DO PROBLEMA..... | 14 |
| 4. OBJETIVOS..... | 23 |
| 5. PERGUNTAS DE PESQUISA..... | 24 |
| 6. MATERIAIS E MÉTODOS..... | 25 |
| 6.1. O Estado de Santa Catarina..... | 25 |
| 6.2. Dados Populacionais..... | 25 |
| 6.3. Dados de Óbitos..... | 26 |
| 6.4. Estudos empíricos..... | 26 |
| 6.4.1. Desenhos dos Estudos..... | 26 |
| 6.4.2. Variáveis Estudadas..... | 28 |
| 6.5. Análise Estatística..... | 34 |
| 6.5.1. Medidas de Efeito..... | 34 |
| 6.5.2. Técnicas Estatísticas..... | 36 |
| 7. RESUMO DOS RESULTADOS..... | 39 |
| 7.1. Estudo 1..... | 39 |
| 7.2. Estudo 2..... | 39 |
| 7.3. Estudo 3..... | 41 |
| 8. DISCUSSÃO..... | 42 |
| 9. CONCLUSÕES..... | 60 |
| 10. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS..... | 61 |
| 11. ESTUDOS EMPÍRICOS | |
| Estudo 1 - Magnitude da Mortalidade por Neoplasias Malignas em Santa Catarina (Brasil), 1980 e 1991..... | 71 |
| Estudo 2 - Diferenças Regionais da Mortalidade por Câncer de Estômago em Santa Catarina, Brasil..... | 95 |
| Estudo 3 - Diferenças Socioeconômicas e Mortalidade por Câncer de Estômago em Santa Catarina: um estudo ecológico..... | 119 |
| 12. ANEXOS | |
| Anexo 1 - Meso e Microrregiões de Santa Catarina, IBGE, 1991..... | 139 |
| Anexo 2 - População de Santa Catarina por faixa etária e sexo, 1980 e 1991..... | 144 |
| Anexo 3 - Análise de resíduos do modelo final (Estudo 3)..... | 145 |

RESUMO

Esta dissertação tem por objetivo estudar o papel das diferenças socioeconômicas regionais na mortalidade por câncer de estômago em Santa Catarina. Está baseada em três estudos empíricos.

O primeiro é um estudo descritivo sobre a magnitude da mortalidade por câncer em Santa Catarina, nos anos de 1980 e 1991. Constatou-se que as neoplasias malignas apresentaram aumento nas taxas de mortalidade e que estômago e pulmão nos homens, e mama e útero, nas mulheres, foram as localizações neoplásicas de maior magnitude.

O segundo é um estudo ecológico que identificou diferenças regionais na mortalidade por câncer de estômago no sexo masculino. As taxas mais elevadas foram observadas na mesorregião “Serrana” e na microrregião “São Bento do Sul”. Encontrou-se uma correlação estatisticamente significativa entre as taxas de mortalidade por câncer de estômago e os coeficientes de mortalidade infantil regionais.

O terceiro é um estudo ecológico, onde se utilizaram modelos de regressão linear simples e múltipla para estabelecer a associação entre as taxas de mortalidade por câncer de estômago, no sexo masculino, e 28 variáveis socioeconômicas em nível microrregional. O modelo final, composto por 6 variáveis, conseguiu prever 87% da variância, sugerindo que as taxas de mortalidade estão associadas a regiões urbanizadas e industrializadas, com elevadas concentração de renda e mortalidade infantil e pequena proporção de domicílios com freezer.

Pode-se concluir que a mortalidade por neoplasias malignas ocupa um papel de destaque no quadro epidemiológico de Santa Catarina. Com relação a mortalidade por câncer de estômago, as marcantes diferenças regionais observadas parecem ser determinadas, em parte, por diferenças socioeconômicas estruturais existentes.

ABSTRACT

The aim of this dissertation is to study the regional socioeconomic differences and stomach cancer mortality in Santa Catarina, Brazil. It is based on three empirical studies.

The first is a descriptive study of the magnitude of cancer mortality in Santa Catarina, in 1980 and 1991. Malignant neoplasias mortality rates increased in 1991 compared with 1980. Stomach and lung in men, and uterus and breast in women female was the greatest magnitude sites.

The second paper had an ecological design and found regional differences in stomach cancer mortality in males. The highest rates were observed in “Serrana” mesoregion and “São Bento do Sul” microregion. It was found a significant correlation between stomach cancer mortality rates and infant death coefficient.

The third paper was an ecological study design, that used simple and multiple regression analysis to show the relationship between regional socioeconomic factors and stomach cancer mortality rates. Six variables predict 87% of variance in multiple regression model. This suggests that stomach cancer mortality was associated with urban and industrialized areas, high income concentration and infant mortality and low proportion of households with freezers.

As conclusion, malignant neoplasia represents an important health problem in Santa Catarina epidemiological profile. Stomach cancer mortality presents important regional differences that could be partially explained by socioeconomic regional characters.

1. INTRODUÇÃO

O “câncer” (no singular), como é popularmente conhecido, representa um conjunto de doenças de longo período de latência, de diversas localizações anatômicas e com uma gama de causas multifatoriais (Franco, 1994). O termo remonta à Antiguidade, quando se descrevia a doença como massas enraizadas que aderiam aos tecidos como caranguejos. No meio científico, o termo “câncer” ainda é aceito, mas vários autores usam o termo “neoplasias malignas” para designar este grupo de doenças.

Dentre as diversas e possíveis abordagens de estudo das neoplasias malignas, merecem destaque os estudos de mortalidade. Estes representam parcela considerável da produção científica na área da demografia e saúde pública. A utilização de taxas de mortalidade e seus sub-componentes é uma estratégia importante para mensurar as condições sanitárias e de desenvolvimento das populações, apesar de expressarem um momento final do evento vital, isto é, o óbito.

O Brasil vem apresentando uma alteração do modo de adoecer e morrer a partir da década de 80. Possas (1989), ao analisar os dados demográficos e epidemiológicos, aponta para um processo denominado “transição epidemiológica”, que se traduz pela manutenção, na década de oitenta (e, inclusive, por seu recrudescimento na década de 90) das doenças infecto-contagiosas (padrão este identificado com países subdesenvolvidos), combinado com um aumento acelerado nas taxas de morbi-mortalidade por causas externas e doenças crônicas, em especial cardiovasculares e neoplasias.

Diversos estudos epidemiológicos nacionais nas décadas de 80 e 90 vêm reforçando a importância das neoplasias malignas no quadro epidemiológico brasileiro (Pinto & Curi, 1991; Boschi e cols, 1991; Latorre, 1997; Prolla e cols, 1985). Contudo, há uma carência de estudos que abordem, especificamente, a mortalidade por neoplasias malignas no estado de Santa Catarina.

A mortalidade por câncer representa um dos problemas a serem enfrentados em termos de políticas públicas de saúde, pois sua distribuição ocorre de maneira desigual, quando examinada no

tempo e no espaço. Esta desigualdade pode ser explicada pelo modo como as populações estão expostas a agentes carcinógenos bem como pelas possibilidades de acesso a medidas de prevenção primária, secundária ou terciária.

Este trabalho se baseia no pressuposto de que diferenças socioeconômicas entre grupos populacionais determinam, em parte, modos diferentes de adoecer e morrer (Susser, 1994; Kunst & Mackenbach, 1994).

Através do desenvolvimento de três estudos empíricos, procurou-se estimar a magnitude da mortalidade por neoplasias malignas no quadro epidemiológico de Santa Catarina, utilizando o caso específico do câncer de estômago, e estudar a associação entre alguns fatores socioeconômicos estruturais e as taxas de mortalidade por câncer de estômago nas 20 microrregiões do Estado. Estes estudos, com desenho metodológico tipo ecológico, apesar de contarem com limitações para se estabelecer inferências ao nível dos indivíduos (Morgenstern, 1982), podem fornecer elementos para a formulação de hipóteses acerca dos possíveis mecanismos em que contextos socioeconômicos diversos podem determinar diferentes padrões de mortalidade, orientando, assim, o planejamento de políticas públicas de prevenção (Susser, 1994).

2. O CONTEXTO DAS NEOPLASIAS MALIGNAS

2.1. CONCEITO, CAUSAS E PREVENÇÃO

O termo “neoplasia” significa crescimento novo. Willis, em 1952, definiu que “um neoplasma é uma massa anormal de tecido cujo crescimento excede o tecido normal, com o qual não é coordenado, e que persiste, do mesmo modo excessivo, após a cessação do estímulo que o provocou” (Robbins,1975). A nomenclatura das neoplasias assume um padrão híbrido, que conjuga comportamento biológico, funcional, histogênese, embriogênese, sítio anatômico, entre outros. A aplicação dos adjetivos “benigno” ou “maligno” tem significação quanto ao comportamento biológico, isto é, uma neoplasia benigna é uma lesão que, em geral, não põe em risco a vida do paciente, tem crescimento lento e não produz metástase. De outro lado, as lesões chamadas “malignas” têm crescimento rápido (se comparadas às benignas), não respondem aos mecanismos de controle celular fisiológico, invadem e destroem tecidos adjacentes, “migram” e crescem à distância, isto é, disseminam-se em metástases e podem levar à morte o “hospedeiro”(Vainio & Moeller, 1993). Neste trabalho, os termos câncer e neoplasia maligna são usados indistintamente como sinônimos.

No que tange às características celulares, as neoplasias malignas são referidas como células anaplásicas, ou seja, são células indiferenciadas (com caracteres de blastos ou bizarros), com extremo pleomorfismo (variação de forma e tamanho) e rápido crescimento. Apresentam núcleo hipercrômico aumentado, resultante das alterações de DNA, e freqüentes e atípicas alterações mitóticas. Produzem neoformações vasculares, que garantem os suprimentos para seu crescimento e invadem tecidos adjacentes, rompendo a membrana basal e provocando sua destruição. (Lieberman & Lebovitz, 1990). Além da invasão local, outra característica marcante das neoplasias malignas é a produção de antígenos (relacionada a seu grau de indiferenciação). Além disso, possuem capacidade de se espalhar através do sistema vascular e linfático e colonizar tecidos à distância (produção de metástases).

Do ponto de vista clínico, as neoplasias malignas podem ser consideradas como um grupo de doenças com período de latência prolongado. Tal característica biológica remete a uma história natural da doença com um período de pré-patogênese longo, isto é, um período em que transformações celulares estão em curso, sem manifestações clínicas que permitam uma intervenção terapêutica. Muitos tipos de cânceres chegam a ter períodos de patogênese, isto é, de expressão clínica muito curta. Quando os pacientes chegam a procurar assistência médica, já se encontram num estágio avançado da doença, comprometendo o sucesso terapêutico e evoluindo para a morte.

Os avanços da biologia molecular, a partir da década de 80, permitiram um salto de qualidade na explicação dos mecanismos envolvidos na carcinogênese.

Assim, a história natural do desenvolvimento dos cânceres “in vivo” se inicia pelo contato dos carcinógenos ambientais (físicos, químicos e biológicos) com as células normais, passando por um longo período de latência até sua manifestação clínica. No entanto, é preciso ressaltar que os indivíduos estão em contato, permanentemente, com carcinógenos e, na vasta maioria das vezes, não se observa o desenvolvimento de cânceres. Para o desenvolvimento tumoral maligno é preciso que existam condições celulares e ambientais propícias durante um longo período. (Franco, 1994).

A primeira etapa da teoria de múltiplos estágios, chamada de iniciação, caracteriza-se pela ação de carcinógenos ambientais em repetidas exposições sobre células normais, causando alteração irreversível na estrutura de DNA celular, resultando em células com potencial de desenvolvimento de câncer (Koifman, 1995). Contudo, é preciso que esta célula alterada consiga multiplicar-se e formar o tecido tumoral. O mecanismo de multiplicação celular, determinado por bases genéticas, é enfatizado como parte estratégica na explicação da gênese tumoral (Fenton & Longo, 1998; Collins & Trent, 1998; Park & Woude, 1989).

O rompimento deste frágil mecanismo regulatório de divisão celular pode durar por tempo indeterminado, período no qual pode ocorrer a exposição a fatores ambientais que promovem o crescimento das células com mutação (fase de promoção). O tumor entra, então, numa fase de

progressão, na qual ocorrem aumentos do potencial agressivo e da indiferenciação celular, além da aceleração da taxa de crescimento, que se apresenta como fase pré-clínica e clínica do câncer (Lieberman & Lebovitz, 1990).

Fica clara, portanto, a necessidade da exposição, por parte do indivíduo, a fatores que provoquem alterações na inscrição genética, quais sejam:

1. ambientais e ocupacionais, tais como asbesto, benzeno, cádmio, óxido de etileno;
2. virais: vírus das hepatites B e C, papiloma vírus humano, Epstein-Barr;
3. culturais e comportamentais, como tabaco e álcool; e
4. alimentares: dieta rica em gordura animal, alimentos mal conservados (Doll & Peto, 1981; Lieberman & Lebovitz, 1990).

Deste modo, o entendimento do processo de carcinogênese, remete-nos à possibilidade de construção de estratégias de prevenção, com impacto na incidência e na mortalidade.

Estas estratégias incluem campanhas ou atividades permanentes de modificação de comportamento como combate ao tabagismo, controle da ingestão de álcool, dietas com menor teor de gorduras saturadas e rica em fibras, redução de exposição a carcinógenos ambientais (p.ex., radiação solar) e ocupacionais, como agentes químicos (prevenção primária), até a prevenção secundária, materializada pela realização de testes de “screening” (meio de detecção precoce de doenças em indivíduos assintomáticos, com objetivo de diminuir a morbi-mortalidade) cujos exames sejam simples, baratos com boa sensibilidade e especificidade e de fácil aceitação, que devem ser indicados para cânceres que tenham fase pré-clínica detectável e sejam passíveis de cura (Brasil, 1990).

Em relação à prevenção terciária, coloca-se o estabelecimento do diagnóstico correto, baseado em métodos clínicos e histopatológicos no menor período de tempo possível, e a instituição de medidas terapêuticas visando a minimizar os danos.

O prognóstico quanto à cura depende, portanto, não só de fatores estritamente biológicos e individuais, tais como a reserva psicológica do paciente (capacidade de cuidar de si mesmo, diante das limitações impostas pela doença) e as características biológicas do tumor. Depende fundamentalmente da carga tumoral, que é definida pelo estadiamento, sendo este último determinado pelo acesso dos indivíduos aos serviços de diagnóstico e tratamento do câncer.

2.2. CÂNCER DE ESTÔMAGO

No caso específico do câncer de estômago, preconiza-se que, a atuação de múltiplos fatores contribuem para desencadear o desenvolvimento tumoral. Alguns autores afirmam a importância da ingestão elevada de sal como fator que lesa a mucosa gástrica, facilitando a ação de agentes genotóxicos, tais como as nitrosaminas. Estudos de revisão sobre este tema assinalam a associação entre ingestão de alimentos ricos em sal e desenvolvimento de câncer gástrico e as dietas ricas em vegetais e frutas (ricos em vitaminas C e β -caroteno) como fatores de proteção. Vem sendo estudado, ainda, o papel que desempenha o *Helicobacter pylori* na carcinogênese deste tipo de câncer (Howson e cols.,1986; Doll, 1990; Brito, 1997; Correa, 1992; Mayer, 1998). Cerca de 85% dos cânceres gástricos são adenocarcinomas, e se dividem em dois subtipos: 1.difuso, que atinge indivíduos mais jovens, de evolução mais rápida e que se caracteriza por infiltrar a parede do estômago, atingindo inclusive a cárdia, diminuindo a sua capacidade de distensão; 2.intestinal, de maior prevalência, com lesões ulcerativas, mais comum no antro e pequena curvatura e de tempo de latência e fase pré-clínica prolongada (Robbins, 1975; Mayer, 1998).

Do ponto de vista clínico, o câncer gástrico se caracteriza por completa ausência de sintomas em sua fase inicial, quando é curável cirurgicamente. Pacientes com tumores mais extensos podem apresentar desconforto epigástrico, sensação de plenitude pós-prandial e dor persistente. Podem ainda referir anorexia, emagrecimento, anemia ferropriva por perda de sangue, náuseas e vômitos (estes últimos mais comuns em tumores pilóricos). Lesões com metástases à distância

podem ser abdominais ou em linfonodos regionais e supraclaviculares. O principal órgão-alvo para metástases é o fígado, com sintomas de icterícia e aumento de tamanho e consistência.

O principal método terapêutico ainda é a cirurgia, sendo mais usual a gastrectomia subtotal para os tumores de porção distal. O uso de radioterapia ou quimioterapia, associados à cirurgia, tem pouco impacto na sobrevida, sendo adjuvante para diminuir a dor e melhorar sintomas. O prognóstico é dado pelo estadiamento do tumor, isto é, pelo grau de invasão na parede e vasos do órgão, pelo envolvimento de órgãos abdominais, pelos linfonodos regionais e característica tumoral, sendo que, somente 15% dos pacientes com invasão de parede e linfonodos regionais têm sobrevida de 5 anos (Mayer, 1998; Moraes & SouzaFilho, 1996).

2.3. DESIGUALDADES SOCIAIS E CÂNCER

A incidência e mortalidade por câncer, em diversas localizações anatômicas, apresentam variações em países e regiões industrializadas e em desenvolvimento. Estas diferenças se expressam, tanto em termos quantitativos (isto é, dos 7,6 milhões de casos novos estimados de câncer por ano, 4 milhões ocorrem em países em desenvolvimento), quanto pelos tipos diferentes de localização. Pisani e cols. (1993) encontraram o câncer de estômago como mais freqüente entre os homens, nos últimos 30 anos, representando 14,2% do total das neoplasias malignas. Entre os países desenvolvidos, o principal tipo de câncer no sexo masculino é o câncer de pulmão. Alguns autores sugerem que estas diferenças, entre países e regiões industrializadas em relação ao terceiro mundo, podem ser explicadas por transferências de riscos ocupacionais para locais onde os trabalhadores não têm treinamento adequado ou proteção legal (Tomatis, 1997; Jeyaratnam, 1994). Também os países em desenvolvimento representam importante mercado consumidor para pesticidas e outros produtos químicos, além de mercado promissor para a indústria do tabaco, pois embora o consumo de tabaco ainda seja maior nos países desenvolvidos, entre 1970-72 a proporção era 3,25 vezes maior, enquanto no período de 1990-92 caiu para 1,75. (Tomatis, 1997; Brasil, 1996).

Especificamente no caso do câncer de estômago, estudos descritivos internacionais (Pisani e cols., 1993; Hoel e cols., 1992; La Vecchia e cols., 1993) e nacionais (Latorre, 1997; Fonseca, 1995; Mendonça, 1997; Boschi e cols., 1991) observaram diferenças regionais (maiores taxas de mortalidade em regiões e países mais pobres) e um declínio diretamente proporcional na incidência e na mortalidade, sugerindo que esta última é fortemente influenciada por fatores determinantes da incidência. Sugerem que este declínio se deve à substituição dos métodos tradicionais de conservação de alimentos (defumação e sal) pela refrigeração. Fonseca, ao descrever o declínio de 43% na mortalidade de câncer de estômago no estado de São Paulo entre as décadas de 70 e 90, assinala que a proporção de domicílios com geladeira na década de 60 era de 11%, chegando a 70% em 1989. Esta hipótese é sugerida também por Howson e cols. (1986), que, em amplo estudo de revisão, creditam o declínio progressivo das taxas de incidência desta neoplasia à mudança dos métodos de conservação de alimentos (a substituição do sal pela refrigeração).

Estudo ecológico desenvolvido por Koifman & Koifman(1997) dá suporte a esta constatação ao analisar as taxas de câncer de estômago em 5 cidades brasileiras. Os autores, utilizando a análise por conglomerados, encontraram maior proximidade entre Porto Alegre e Goiânia com Fortaleza e Belém, do que com Campinas. Os autores sugerem que isto se deve à maior disponibilidade de geladeiras entre a população pobre em Campinas (era duas vezes maior que Porto Alegre e Goiânia e três vezes maior que Fortaleza e Belém).

Outros estudos ecológicos buscam explicar o papel de alguns fatores dietéticos na gênese do câncer gástrico. Por exemplo, Corella e cols (1996) encontraram diferenças regionais na mortalidade por câncer gástrico na Espanha, sendo a variabilidade das taxas de mortalidade explicadas na maior parte (76%) por fatores dietéticos, sendo as maiores correlações com vegetais, frutas e óleos vegetais (considerados como fatores de proteção). Ao acrescentar fatores socioeconômicos (renda, densidade populacional) ao modelo multivariado, os autores conseguem melhorar o modelo (explicando 82% da variância), sugerindo que, no contexto daquele estudo, estes fatores contribuem,

em menor medida, na predição da mortalidade por câncer gástrico. Outro estudo ecológico nacional, comparando hábitos alimentares em diversas capitais e taxas de mortalidade por câncer de estômago, reitera o papel protetor de frutas, vegetais e vitaminas A e C (Sichieri e cols, 1996). Contudo, os autores chamam a atenção para a limitação destes achados, pois existe forte associação entre hábitos alimentares e situação socioeconômica, bem como diferenças étnicas entre as populações das cidades estudadas, podendo gerar um viés de especificação, onde determinadas variáveis podem ter sofrido a influência de outros fatores de confusão. Correa (1992), ao revisar a carcinogênese gástrica em estudos experimentais e clínicos, reforça a idéia de que o sal é um potente carcinógeno, devido à sua capacidade em estimular a replicação celular, facilitando a ação de outros carcinógenos e o desenvolvimento de mutações, além de causar atrofia na mucosa gástrica em humanos e animais. O mesmo autor sugere que, apesar de não estar bem estabelecidos os mecanismos fisiopatológicos, o ácido ascórbico e os carotenóides desempenham papel protetor para a mucosa gástrica.

Acerca da associação entre taxas de incidência e mortalidade por câncer de estômago e fatores socioeconômicos, outros estudos ecológicos apresentaram achados consistentes que explicam parcialmente as variâncias destas taxas. Por exemplo, Sichieri e cols. (1992) encontraram associação entre razão de mortalidade proporcional por câncer de estômago e doenças infecciosas em diversas capitais, sugerindo que as diferenças entre capitais podem ser, parcialmente, explicadas por fatores socioeconômicos (medidos pelo percentual de analfabetos, percentual de brancos, renda média familiar e percentual de domicílios com água tratada).

Matos e cols. (1994) afirmam que a mortalidade por câncer apresenta estreita relação com fatores socioeconômicos, decrescendo em grupos com condições sociais mais favoráveis. Contudo, ao comparar as razões de mortalidade padronizadas entre regiões da Argentina, ordenadas de acordo com indicador de Necessidades Básicas Insatisfeitas - NBI (composto por moradia em cortiços, ausência de banheiro dentro de casa, mais de 3 pessoas por quarto, baixa renda familiar e pelo menos

1 criança entre 6 e 12 anos fora da escola), as autoras não encontraram associação entre regiões com NBI elevadas e taxas elevadas de mortalidade por câncer de estômago.

Também Franco e cols. (1988) encontraram fraca correlação entre taxas de frequência por câncer de estômago, tomadas a partir do Registro Nacional de Patologia Tumoral – RNPT, e fatores socioeconômicos (proporção de domicílios com refrigerador, TV preto e branco e água tratada). Os autores atribuem estes achados a problemas de cobertura do RNPT nos diferentes estados como possível fonte de erro (os registros podem apresentar melhor qualidade e cobertura em estados com melhores indicadores sociais).

Por outro lado, Barker e cols. (1990), ao estudar a razão de mortalidade padronizada por câncer de estômago em 212 áreas na Inglaterra, encontraram correlação linear de 0,69 para a proporção de aposentados em categorias ocupacionais de trabalhadores manuais não especializados e 0,73 para a mortalidade pós-neonatal e 0,60 para residências com mais de uma pessoa por cômodo, sugerindo que este tipo de câncer apresenta forte correlação com pobreza, má conservação de alimentos e que o excesso de aglomeração de pessoas em casa, na infância, pode facilitar a transmissão do *H.Pylori*.

Estudos de base individual reiteram que as diferenças socioeconômicas, expressas pela ocupação, nível de escolaridade e renda dos indivíduos, podem determinar, em parte, a mortalidade por câncer.

Faggiano e cols (1995), ao comparar a mortalidade entre diversos tipos de câncer utilizando a escolaridade como indicador social, encontraram risco relativo para mortes por câncer de estômago de 3,4 para o sexo masculino e 2,25 para o sexo feminino, comparando analfabetos e nível universitário, com teste de tendência $p < 0,001$. Também Bouchardy e cols (1993) observaram que o risco de morrer por câncer gástrico em São Paulo (1978-82) é inversamente proporcional ao nível de escolaridade dos indivíduos.

Outros dois estudos caso-controle, baseados em registros populacionais na Nova Zelândia (Pearce & Howard, 1986; Dockerty e cols., 1991), encontraram tendência declinante, entre as décadas de 1940 a 1980, das taxas de incidência e mortalidade por câncer de estômago (que pode ser explicada por melhora na sobrevida) e diferentes taxas entre grupos étnicos (possivelmente explicadas por fatores genéticos e/ou alimentares) . Os resultados reiteram, ainda, a associação entre este tipo de câncer e classes sociais mais desfavorecidas, em especial, com algumas ocupações manuais (maior entre supervisores de transporte, ferramenteiros, soldadores e trabalhadores manuais não especificados).

Cabe destacar, ainda, estudos que buscam elucidar o papel do *Helicobacter pylori* na carcinogênese gástrica. Apesar de não estar definido claramente o mecanismo carcinogênico desta bactéria, o estímulo à multiplicação celular e a atração de polimorfonucleares representam hipóteses em investigação (Correa, 1992). Este autor sugere, também, que a presença do *H. pylori* na infância parece estar relacionada à maior prevalência de câncer gástrico. Outros autores (Barker e cols., 1990; Patel e cols., 1994) sustentam que fatores socioeconômicos, indicados por excesso de pessoas por cômodo, podem ter associação com maior prevalência do *H. pylori*.

Com relação ao papel do álcool e do tabaco na carcinogênese gástrica os resultados são inconsistentes, devendo ser mais bem avaliados (Britto, 1997).

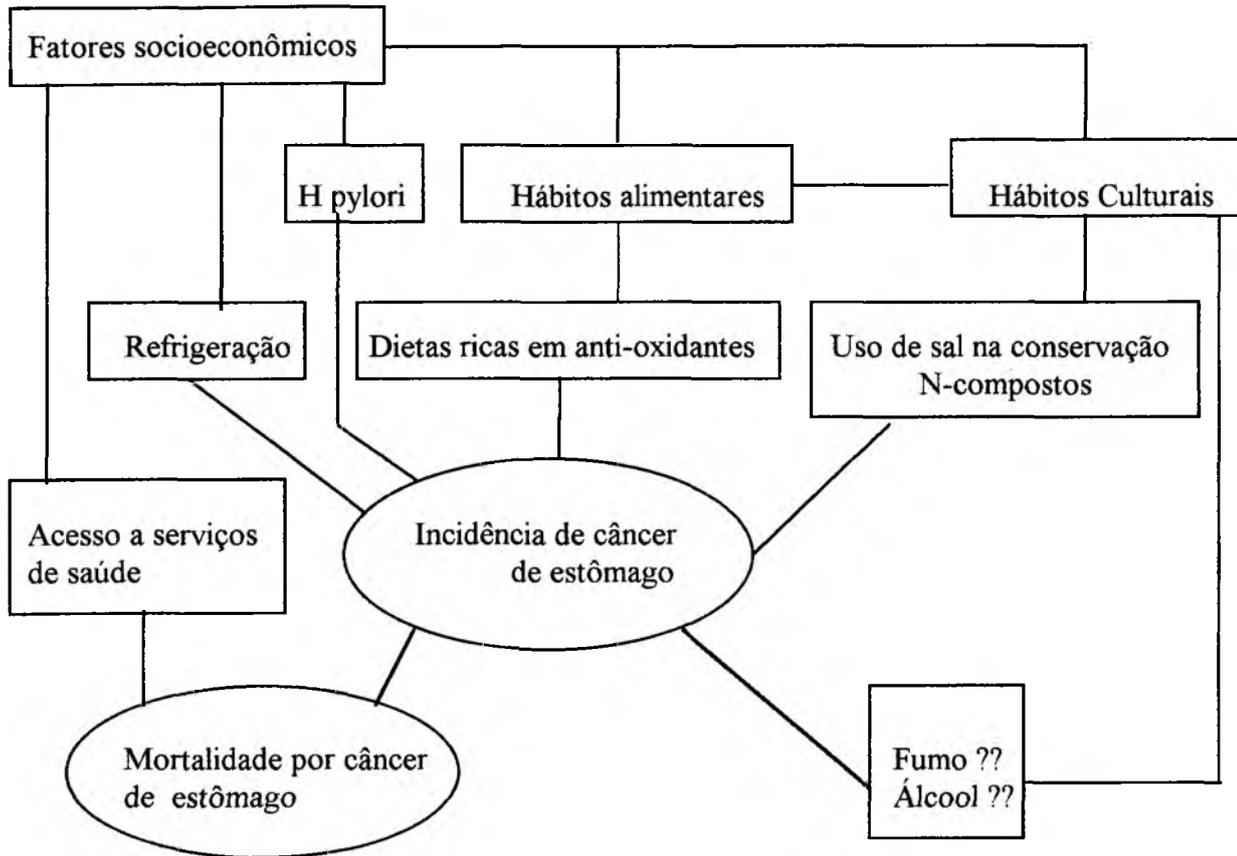
Por fim, é preciso assinalar que o acesso a serviços de saúde pode representar fator determinante das taxas de mortalidade, tanto pela possibilidade de acesso a programas de diagnóstico precoce, podendo resultar em maior sobrevida para os casos incidentes, quanto pelo tratamento e reabilitação. Esta hipótese é sustentada por alguns autores (Oshima e cols, 1986), que afirmam a efetividade de programas de rastreamento para câncer gástrico na população japonesa, ainda que seu alto custo os torne praticamente inviável em países em desenvolvimento como o Brasil (Abreu, 1997). O acesso precoce a serviços de saúde por parte de indivíduos sintomáticos, parece

ser influenciado por sua posição social, (Kogevinas e cols., 1991; Porta e cols., 1991) com possíveis reflexos no estadiamento do câncer e, portanto, nas técnicas terapêuticas e no prognóstico.

Assim, este trabalho tem por referência que fatores socioeconômicos estruturais determinam o perfil de morbi-mortalidade por câncer. No caso específico da incidência do câncer de estômago, estas diferenças em populações se materializam, tanto pelo modo desigual como estas estão expostas a fatores carcinogênicos (exposição a dieta rica em sal e a nitrosaminas, diferentes prevalências de *H. pylori*) quanto a fatores de proteção (acesso à conservação de alimentos por refrigeração e dietas ricas em vitamina C e carotenóides). As taxas de mortalidade por câncer de estômago parecem estar associadas com a incidência, bem como pelo acesso precoce a meios diagnósticos e terapêuticos.

O esquema proposto a seguir (FIGURA 1) resume o modelo teórico explicativo para taxas de mortalidade por câncer de estômago em populações (desenvolvido pelo autor), ainda que não seja objeto deste trabalho testar este modelo ao nível individual.

FIGURA 1. MARCO TEÓRICO EXPLICATIVO DA MORTALIDADE POR CÂNCER DE ESTOMAGO (desenvolvido pelo Autor)



3. DELIMITAÇÃO DO PROBLEMA

A mortalidade ganha importância no campo da saúde pública, pois, “se por um lado a morte encarada como um fenômeno individual depende de fatores biológicos, quando vista sob o ângulo de um fenômeno coletivo está afetada pelo contexto social em que os indivíduos realizam suas trajetórias de vida. A interação do social com o biológico determina modificações que acabam por alterar os riscos de morrer dos indivíduos”(Berquó, 1980). Saywer(1980), por exemplo, aponta que, historicamente, a mortalidade vem assumindo comportamentos diversos, influenciada, de um lado, por catástrofes, guerras, epidemias, escassez de alimentos e, de outro, pela melhoria das condições gerais de vida com o advento da industrialização, avanço tecnológico na área médica, com especial impacto sobre as mortes por doenças infecto-contagiosas e implantação de medidas sanitárias de impacto populacional. Entretanto, citando vários autores, a autora aponta que a mortalidade se expressa de modo diverso, em diferentes estudos que a associam com a situação socioeconômica. Isto é, a mortalidade se distribui de modo desigual entre ricos e pobres, seja quantitativa (número de óbitos) ou qualitativamente (causas dos óbitos).

No Brasil, as estatísticas de mortalidade do Ministério da Saúde (Brasil,1985) apresentam dados que colocam as doenças do aparelho circulatório como principal causa agrupada de óbito, seguidas pelas neoplasias. A apreciação do quadro regional evidencia a importância da mortalidade por doenças do aparelho circulatório em todas as regiões, em especial nas regiões Sul e Sudeste, com reflexos na proporção do total nacional. Pela comparação dos quadros das regiões Sul e Norte/Nordeste fica clara a discrepância do perfil epidemiológico entre elas. Enquanto as neoplasias ocupam a segunda e as infecto parasitárias a sexta posição na região Sul, observa-se o inverso nas regiões Norte/Nordeste, onde as doenças infecciosas e parasitárias ocupam o segundo e terceiro lugares, enquanto as neoplasias se situam na sexta posição.

Lessa e cols.(1996) reafirmam a importância crescente das doenças crônicas não-transmissíveis no quadro epidemiológico brasileiro. Enfatizam que as neoplasias malignas

representam parcela considerável deste conjunto de doenças e que as cifras de incidência e mortalidade de várias neoplasias vêm crescendo nas capitais estudadas. Constatam um quadro diferenciado entre capitais, sendo que, nas capitais do sul e sudeste (Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre), os cânceres de pulmão, no sexo masculino, e mama, no feminino, apresentam os coeficientes de mortalidade mais elevados. Em Fortaleza e Belém, os cânceres de estômago (em homens) e colo do útero (em mulheres) situam-se na primeira posição. Estes achados são consistentes com outros estudos nacionais (Sichieri e cols., 1996; Fonseca, 1995).

Pinto & Curi (1991), ao estudar os dados do Ministério da Saúde de 26 unidades da Federação e 13 localizações neoplásicas, para os anos de 1980, 1983 e 1985, encontraram as neoplasias malignas de estômago como a principal causa de morte por neoplasias, em nível nacional (taxa de mortalidade de 81,47/milhão de habitantes, 21,30% do total), mas com uma tendência de declínio no período estudado (-5,31%). Seguem-se as neoplasias malignas de “traquéia, pulmão e brônquios” (taxa de mortalidade de 66,87/milhão, 17,49% do total), que tiveram um aumento de 15,22% no período. Apresentaram, ainda, crescimento da mortalidade, as neoplasias malignas de próstata (+ 17,74%, taxa de mortalidade de 24,90/milhão) e mama (+ 11,32%, taxa de mortalidade 36,70/milhão). As neoplasias malignas de colo uterino apresentaram taxa de mortalidade de 20,95/milhão e crescimento de +6,45%. Observaram uma tendência de combinação entre câncer típico de países em desenvolvimento (câncer de colo uterino), com cânceres mais frequentes em países desenvolvidos (pulmão, próstata, mama).

Assim, o estudo da mortalidade permite uma delimitação da magnitude do problema das neoplasias malignas, podendo expressar diferenças entre diversos grupos populacionais, sejam estes em nível de países (Pisani e cols., 1993; LaVechia e cols., 1993), regiões de um mesmo país (Sichieri e cols., 1996; Lessa e cols., 1996) ou mesmo no interior de um estado (Soares, 1991; Prolla e cols., 1993). Esta magnitude crescente no quadro epidemiológico brasileiro, é descrita em estudos de mortalidade nos estados brasileiros onde as informações se apresentam com maior cobertura e

fidedignidade (Lessa e cols,1996; Boschi e cols, 1991), isto é, São Paulo, Rio de Janeiro, Rio Grande do Sul. Conforme já comentado acima, não parece existirem estudos recentes, publicados na literatura científica, acerca da situação da mortalidade por neoplasias malignas no quadro epidemiológico de Santa Catarina.

No caso específico do câncer de estômago, vários autores nacionais registram que este tipo de neoplasia maligna se situa entre as de maiores taxas de mortalidade, em especial no sexo masculino, (Pinto & Curi, 1991; Fonseca, 1995; Lessa e cols., 1996; Sichieri e cols.,1996; Boschi e cols., 1991), mas com tendência declinante. Esta diminuição nas taxas de mortalidade vem ocorrendo de modo constante, ao longo das últimas décadas, em todo o mundo, mas se apresenta de modo desigual entre os países (Pisani e cols., 1993; LaVechia e cols., 1993; Hoel e cols., 1992). No Brasil, Latorre (1997) apontou que na Região Sul se observa um decréscimo de 54,3% nas taxas de mortalidade padronizadas por 100.000 habitantes em Curitiba (18,6 em 1978 e 8,5 em 1989), 40,2% em Florianópolis (11.2 em 1978 e 6.7 em 1989) e 38,0% em Porto Alegre (7.9 em 1978 e 4.9 em 1989), sendo que, nestas três capitais, a análise de tendência se apresentou significativamente decrescente e constante para o sexo masculino para este tipo de câncer.

Mendonça (1997) relata a tendência declinante do câncer de estômago no quadro epidemiológico do estado do Rio de Janeiro no período entre 1979 a 1986. Boschi e cols. (1991) referem, ainda, com relação a este estado, que existem diferenças entre regiões, encontrando taxas de mortalidade mais altas no interior e cinturão metropolitano, em comparação com a capital.

Sobre o tema das desigualdades sociais na mortalidade do adulto, têm-se poucos estudos no Brasil.

Por exemplo, Rumel (1987) estudou a distribuição da mortalidade nos anos de 1980-82, em São Paulo, em indivíduos do sexo masculino, entre 15-64 anos, segundo níveis sociais e categorias ocupacionais, construídos a partir de informações das Declarações de Óbito e do Censo do IBGE, utilizando várias medidas: Razão de Mortalidade Padronizada (no inglês, SMR), Anos Potenciais de

Vida Perdidos (APVP), Razão de Mortalidade Proporcional Padronizada. O autor destacou os homicídios e os acidentes de trânsito como principais causas de APVP nessa população. A estratificação proposta em 5 níveis sociais, a partir da ocupação (intelectuais, agricultores, prestadores de serviços, operários e trabalhadores braçais) mostrou um gradiente de excesso de mortalidade por diversas causas do grupo dos trabalhadores braçais em relação aos intelectuais.

Também Sichieri e cols. (1992) realizaram estudo comparativo ecológico para 17 capitais, usando a mortalidade proporcional por causa, padronizada pela idade, para doenças cerebrovasculares, doença isquêmica do coração, câncer de pulmão, estômago e mama e doenças infecciosas, utilizando como indicadores socioeconômicos o percentual de analfabetismo, casas com água, renda média e proporção de brancos na população. No caso específico do câncer de estômago, os autores encontraram grande variação entre capitais brasileiras, com a razão de mortalidade proporcional oscilando entre 0,38 em Teresina e 3,57 em Macapá. Os fatores socioeconômicos explicaram 40% da variância para mortalidade proporcional por câncer de estômago, sugerindo a existência de outros fatores explicativos.

Drummond (1996) comparou diferenças de mortalidade em adultos (15 a 64 anos) entre áreas homogêneas no interior do município de São Paulo, bem como entre este município e Nova Iorque. O autor encontrou um excesso de mortes neste município em ambos os sexos, quando comparado a outros países centrais e periféricos, assim como um excesso de mortalidade para algumas causas, merecendo destaque a tuberculose, a AIDS e os homicídios. No que se refere à mortalidade por câncer de estômago, este município apresenta um excesso de morte em relação a Nova Iorque (RR=2,1) e um risco relativo maior para áreas homogêneas em condições socioeconômicas mais desfavoráveis (AH1=1, AH2=1,29, AH3=1,25, AH4=1,34 no sexo masculino e AH2=1,58, AH3=2,00, AH4=2,15 no sexo feminino).

Mas por que estudar as diferenças socioeconômicas e sua possível relação com a mortalidade por câncer, especificamente em populações de Santa Catarina?

Diversos autores da área da saúde coletiva latino-americana afirmam o caráter social do processo saúde-doença, isto é, que o perfil de morbi-mortalidade de grupos humanos muda de acordo com o momento histórico e com as diversas formações sociais e que, para entender este caráter social, é preciso estudá-lo através de sua expressão no coletivo (Laurell, 1983; Breilh & Granda, 1986; Possas, 1989). Susser (1994), reitera a importância de se efetuarem estudos cuja unidade de análise sejam grupos humanos, com o intuito de se compreender a influência do contexto sócio-ambiental sobre a saúde, contexto este que produz modificações em padrões de morbi-mortalidade, que não podem ser explicadas unicamente por estudos de base individual.

Santa Catarina apresenta peculiaridades que devem ser levadas em conta para auxiliar, ao menos em parte, na compreensão do seu perfil de morbi-mortalidade por câncer. Por exemplo, do ponto de vista da constituição das cidades e distribuição da população no espaço geográfico, este estado apresentava em 1991 uma característica peculiar, pois a população se distribuía, principalmente, em cidades entre 50 e 150 mil habitantes. Contudo, 45% da população se concentrava em 16 municípios e 70% da população em áreas urbanas. O Censo de 1991 apontou também um importante movimento populacional das cidades com menos de 10000 habitantes para as cidades pólos e seu entorno, minimizando os efeitos relativos à urbanização de um único pólo (Santa Catarina, 1992). Com relação ao processo de crescimento urbano, observou-se que as cidades com maior taxa de crescimento estão situadas no litoral, devido, provavelmente, à atração exercida pelo fácil acesso pela BR-101. Assim, tem-se uma primeira característica diferencial em relação a diversos outros estados da federação, nos quais é possível estabelecer diferenciais entre capital/região metropolitana e interior. Aqui, trata-se de explorar as características diversas dos pólos regionais.

Estes pólos regionais (definidos pelo IBGE como mesorregiões e microrregiões, apresentados no Anexo 1) seguem aproximadamente o processo de colonização, que se deu do litoral para o interior, iniciando pela colonização portuguesa a partir do Litoral, a chegada de colonos alemães ao Vale do Itajaí e Litoral Norte e dos colonos italianos ao Sul. O Planalto Central

foi colonizado por migrantes gaúchos, que utilizavam aquela região como importante rota de comércio do gado para o centro do país. A Fronteira Oeste foi a última a ser colonizada, ganhando impulso em meados deste século. Diferentes culturas de origem européia deram traços característicos para as meso e microrregiões.

Por fim, estas características do processo de colonização influenciaram as características do desenvolvimento econômico atual, que também se deu de modo diversificado e regionalizado.

Têm-se, no Litoral, o predomínio das atividades pesqueiras e os portos de Imbituba, Itajaí, e São Francisco do Sul, o minifúndio com culturas diversificadas (arroz e banana) e de subsistência e, mais recentemente, com o turismo. Na região do Vale do Itajaí, se concentra a indústria têxtil e do vestuário e, mais recentemente, de desenvolvimento de softwares. O pólo metal-mecânico e de indústrias de material plástico se situam na Região Norte, cujo município pólo é Joinville, que é a maior cidade do Estado, com 347.151 habitantes (Santa Catarina, 1992). Na região Sul é produzido cerca de 65% do carvão nacional (apesar de ser um ramo econômico em crise desde o final da década de 80), além de ser o maior pólo da indústria cerâmica do Brasil e além de contar com indústria de vestuário e calçadista. A região do Planalto Serrano caracteriza-se pela bovinocultura de corte, pela indústria madeireira (extração, papel e celulose e mobiliário), da erva-mate e produção de maçã. Na região Oeste tem-se o desenvolvimento das agroindústrias de suínos e aves, voltadas para a exportação, além da produção de soja e milho vinculada ao projeto das agroindústrias. (Santa Catarina, 1997)

As informações do Censo de 1991 relativas às características da população economicamente ativa nas meso e microrregiões do Estado, isto é o modo como se distribui nos setores primário, secundário e terciário, podem auxiliar na compreensão das diferenças regionais (Tabelas 1 e 2).

Tabela 1 - Proporção da População Economicamente Ativa (PEA) por setores econômicos em mesorregiões de Santa Catarina, 1991.

| Mesorregiões | Proporção da PEA por Setores Econômicos | | |
|----------------------|---|-------------|-------------|
| | Primário | Secundário | Terciário |
| Grande Florianópolis | 10.5 | 21.7 | 67.8 |
| Norte Catarinense | 13.8 | 44.5 | 41.7 |
| Oeste Catarinense | 51.2 | 17.8 | 31.0 |
| Serrana | 31.3 | 23.3 | 45.3 |
| Sul Catarinense | 22.0 | 33.5 | 44.5 |
| Vale do Itajaí | 18.0 | 38.7 | 43.3 |

Fonte: IGBE, 1991.

Tabela 2 - Proporção da População Economicamente Ativa (PEA) por setores econômicos em microrregiões de Santa Catarina, 1991.

| Microrregiões | Proporção da PEA por Setores Econômicos | | |
|------------------|---|--------------|--------------|
| | Primário | Secundário | Terciário |
| Tabuleiro | 72.33 | 8.18 | 19.49 |
| Ituporanga | 68.59 | 10.7 | 20.72 |
| São Miguel Oeste | 66.03 | 10.13 | 23.84 |
| Chapecó | 55.54 | 13.68 | 30.77 |
| Concórdia | 53.63 | 17.68 | 28.69 |
| São Bento do Sul | 10.46 | 55.83 | 33.71 |
| Blumenau | 6.01 | 52.26 | 41.73 |
| Joinville | 5.88 | 49.87 | 44.25 |
| Criciúma | 10.9 | 43.71 | 45.39 |
| Tijucas | 30.62 | 35.92 | 33.46 |
| Florianópolis | 4.99 | 20.69 | 74.32 |
| Itajaí | 10.6 | 29.74 | 59.66 |
| Campos de Lages | 29.69 | 22.35 | 47.96 |
| Tubarão | 26.16 | 27.59 | 46.24 |
| Xanxerê | 49.24 | 18.39 | 32.38 |
| Rio do Sul | 41.67 | 25.22 | 33.1 |
| Canoinhas | 36.92 | 24.59 | 38.5 |
| Curitibanos | 35.48 | 25.77 | 38.75 |
| Araranguá | 34.64 | 26.02 | 39.34 |
| Joaçaba | 31.39 | 30.53 | 38.08 |

Fonte: IGBE, 1991.

Em negrito os componentes do quartil superior

Observa-se que as regiões Oeste e Serrana apresentam predomínio da PEA no setor primário. O setor secundário apresenta maior proporção nas regiões Norte e Vale do Itajaí e o setor terciário predomina nas regiões da Grande Florianópolis e Sul.

Pode-se notar que 5 microrregiões apresentam forte predomínio do setor primário (Ituporanga, Tabuleiro, Concórdia, Chapecó e São Miguel do Oeste). Outras 3 microrregiões

(Joinville, Blumenau e São Bento do Sul) apresentam características industriais e quatro outras (Florianópolis, Itajaí, Campos de Lages e Tubarão) onde é majoritário o setor terciário.

Assim, posto que pareça existirem diferenças socioeconômicas entre as meso e microrregiões de Santa Catarina, conferindo-lhes características próprias, tem se por hipótese principal deste trabalho que estas diferenças podem desempenhar papel importante na explicação da mortalidade por câncer de estômago destas populações.

4. OBJETIVOS

GERAL

O objetivo deste trabalho é estudar o papel das diferenças socioeconômicas regionais na mortalidade por câncer de estômago em Santa Catarina.

ESPECÍFICOS

1. Estimar a magnitude da mortalidade por câncer em Santa Catarina, especialmente em relação à sua evolução temporal (nos anos de 1980 e 1991);
2. Identificar as diferenças regionais na mortalidade por câncer de estômago;
3. Analisar o papel de alguns fatores socioeconômicos agregados, na explicação das possíveis diferenças regionais da mortalidade por câncer de estômago.

5. PERGUNTAS DE PESQUISA

Para alcançar os objetivos propostos, o presente trabalho pretende responder as seguintes perguntas:

1. Qual a magnitude da mortalidade por neoplasias malignas no quadro epidemiológico de Santa Catarina nos anos de 1980 e 1991 medida em termos de mortalidade proporcional e taxas de mortalidade?
2. Existem diferenças entre as regiões de Santa Catarina em relação às taxas de mortalidade por câncer de estômago, no sexo masculino ?
3. Se existem, estas diferenças podem ser explicadas, em parte, pelas características socioeconômicas destas regiões?

6. MATERIAIS E MÉTODOS

6.1.O Estado de Santa Catarina

Santa Catarina, um dos estados da Região Sul do Brasil, conta com uma superfície de 95.442,9 km². Essa área corresponde a 1,12 % do território brasileiro e a 16,57% da área da Região Sul. Ao Norte, Santa Catarina faz fronteira de 750 km com o estado do Paraná. Ao Sul, limita-se com o estado do Rio Grande do Sul, por 1.014 km e à Oeste, com a República Argentina por 211 km. A linha litorânea, à Leste, mede 561,4 km, correspondendo a 7% da costa brasileira (Santa Catarina, 1997).

O estado é o 11º mais populoso, com 4.541.994 habitantes, que correspondem a 3% da população brasileira, com taxa de crescimento geométrica média de 2,1%, enquanto o Brasil crescia 1,8% ao ano. Do ponto de vista populacional, observam-se os efeitos da chamada transição demográfica, com um estreitamento da base da pirâmide etária, mas com taxa de crescimento ainda positiva (Santa Catarina, 1992).

A capital do estado é Florianópolis. Para fins censitários, o IBGE divide o estado em 6 mesorregiões e 20 microrregiões (Anexo 1). Estas regiões, utilizadas nos Estudos 2 e 3, foram escolhidas por apresentarem diferenças importantes na distribuição da sua população economicamente ativa, conforme discutido anteriormente.

6.2. Dados Populacionais

As informações relativas à população de Santa Catarina, suas meso e microrregiões, nos anos de 1980 e 1991, foram coletadas através do Censo Demográfico do ano correspondente e processadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 1991).

Optou-se por estudar estes dois anos por serem anos censitários e os dados demográficos obtidos com provável maior fidedignidade.

O Anexo 2 apresenta a distribuição das populações dos anos estudados segundo sexo e faixa etária.

6.3. Dados de Óbitos

Os estudos de mortalidade tomam por base diversas fontes de registros de óbitos: registros hospitalares, de seguradoras estatais ou privadas, de fundos de aposentadorias de empresas, entre outras. Os estudos de base populacional, mais comuns em nosso país, utilizam as informações processadas a partir da Declaração de Óbito (D.O.). Este instrumento legal é obrigatório em todo o território brasileiro, sendo, desde 1976, utilizado um modelo padrão normatizado pelo Ministério da Saúde. Ocorrendo um óbito, deve ser preenchida a Declaração de Óbito, em duas vias, pelo médico, sendo, a seguir, entregue a familiares do falecido para registro em Cartório do Registro Civil (Laurenti e cols, 1985).

Uma das vias da Declaração é recolhida ou encaminhada pelos Cartórios às Secretarias de Saúde do Município ou Estado. Nestas, é feita a separação e o ordenamento por local de residência do falecido e efetuada a codificação da causa básica do óbito com base na metodologia proposta pela OMS. Os dados são então processados em aplicativo próprio, sendo que, posteriormente, são submetidos à crítica antes da sua divulgação.

As informações relativas aos óbitos de residentes no estado de Santa Catarina, para os anos de 1980 e 1991, foram obtidas junto à Gerência de Informática e Estatística da Secretaria de Estado da Saúde.

6.4. Estudos empíricos

6.4.1. Desenhos dos Estudos

Estudo 1

O Estudo 1 é um estudo descritivo dos óbitos não fetais, por faixa etária e sexo, ocorridos em pessoas residentes em Santa Catarina, nos anos de 1980 e 1991. Com o objetivo de minimizar as possíveis variações sazonais e temporais, foram tomadas as médias aritméticas dos óbitos ocorridos nos anos de 1979, 1980, 1981 e 1990, 1991, 1992 (respectivamente, 19310 e 23120 mortes).

No Estudo 1, os óbitos foram agrupados segundo capítulos da Classificação Internacional de Doenças - Nona Revisão (CID-9) e Lista Brasileira de Mortalidade (CID-Br-2) (Brasil, 1991).

Foram examinadas 17 localizações de neoplasias malignas, a saber: boca e orofaringe(140-149), esôfago(150), estômago (151), cólon e reto(153-154), fígado (155), pâncreas(157), laringe (161), pulmão(162), melanoma (172), mama (174), colo de útero e não especificado(179-180), próstata(185), bexiga (188), rins(189), leucemias (204-208), linfomas (200-202) e não especificadas (199 e 239).

Estudos 2 e 3

Os estudos 2 e 3 são estudos de tipo ecológico.

Foram estudados os óbitos não fetais, cuja causa básica foi neoplasia maligna de estômago (código 151 da CID-9), ocorridos em indivíduos do sexo masculino, residentes nos 216 municípios de Santa Catarina no ano de 1991, agrupados pelas 6 mesorregiões (estudo 2) e 20 microrregiões (estudos 2 e 3).

6.4.2. Variáveis Estudadas

Nos estudos 2 e 3, em que se tratou da mortalidade por câncer de estômago, no sexo masculino, utilizaram-se alguns indicadores para estimar as diferenças sociais entre as meso e microrregiões. Além destes indicadores seria importante construir indicadores relativos a hábitos alimentares e sua ingestão, por representarem importante fator de risco na explicação da morbimortalidade por este tipo de câncer. Contudo, não se dispôs de informações que permitissem a construção de variáveis relativas a hábitos e ingestão alimentar.

Optou-se, assim, por construir variáveis relativas a:

◆ Estudos 2 e 3 (meso e microrregiões)

- condições gerais de vida.

◆ Estudo 3 (somente microrregiões)

- urbanização;
- setores econômicos;
- renda;
- escolaridade;
- raça/cor;
- assistência médica; e
- conservação de alimentos.

É importante afirmar que variáveis tomadas em nível populacional, em especial variáveis socioeconômicas, representam indicadores compostos, que podem medir mais de uma variável em nível individual (Kunst & Mackenbach, 1994). Estas variáveis foram utilizadas, neste estudo, exclusivamente como forma de expressar características das regiões, não dos indivíduos no interior delas.

As variáveis independentes foram compostas a partir de indicadores obtidos no Censo 1991 (IBGE, 1991), exceto as relativas a condições gerais de vida e assistência médica, que foram obtidas junto à Secretaria de Estado da Saúde e Conselho Regional de Medicina de Santa Catarina, disponíveis no Anuário Estatístico de Santa Catarina (Santa Catarina, 1995). A seguir, são apresentadas as variáveis com seus respectivos códigos e conceituação.

Condições Gerais de Vida – “CMI”

Buscou-se um indicador que pudesse expressar de forma sintética as condições gerais de vida de um grupo populacional, isto é, que refletisse a influência de fatores socioeconômicos sobre a saúde e a expectativa de vida de uma dada população. Optou-se, então, pelo coeficiente de mortalidade infantil CMI, pois é considerado um dos melhores indicadores de pobreza, apresenta correlação negativa com expectativa de vida, é bastante sensível a assistência básica à saúde e é largamente utilizado em saúde pública como indicador isolado para condições gerais de vida, validado em vários estudos (Brasil, 1991; Laurenti e cols., 1985; Victora e cols., 1989; Oliveira & Mendes, 1995). Defini-se, esse coeficiente, pelo número de mortes em menores de 1 ano, em um dado local e período, dividido pelos nascidos vivos, neste mesmo local e período, multiplicado por mil. O indicador foi construído para meso e microrregiões a partir de informações do Registro Civil de cada município para o ano em estudo.

Urbanização

Para estimar a variável "urbanização", utilizaram-se, no estudo 3, cinco indicadores:

Proporção da população em área rural – “Proprur”: total de pessoas e domicílios recenseados em toda a área fora da sede das cidades, inclusive aglomerados de extensão rural e povoados, dividido pelo total da população;

Proporção de domicílios com coleta de lixo direta – “Lixo”: total de domicílios atendidos por coleta de lixo direta, dividido pelo total de domicílios;

Proporção de domicílios com abastecimento de água por rede geral com canalização – “Aguared”: total de domicílios servido por água canalizada, proveniente da rede geral de abastecimento, com distribuição interna para 1 ou mais cômodos, dividido pelo total dos domicílios;

Proporção de domicílios com instalações sanitárias adequadas – “Esgoto”: total de domicílios servidos com aparelho sanitário ligado à rede geral de esgoto sanitário ou fossa séptica (mesmo que atenda mais de um domicílio), dividido pelo total de domicílios;

Proporção de pessoas por domicílio – “Pessdomi”: população total de uma área, dividida pelo total de moradias estruturalmente independentes, constituída por um ou mais cômodos, com entrada privativa.

É importante mencionar que estes indicadores podem estar refletindo tanto o grau de urbanização das microrregiões, quanto a renda, pois regiões com maiores rendas, em geral, conseguem oferecer melhor infra-estrutura urbana para seus cidadãos. Indivíduos com maior renda podem dispor, também, de domicílios com maior número de cômodos e com melhor infra-estrutura sanitária.

Setores Econômicos

A caracterização dos setores econômicos foi feita através da distribuição da população economicamente ativa - PEA (pessoas que trabalharam nos doze meses anteriores a data do censo, mesmo que na referida data estivessem desempregadas, em gozo de licença, férias ou presas, ou ainda, aqueles que com 10 anos ou mais estivessem procurando trabalho pela primeira vez) nas diversas categorias profissionais.

Proporção da PEA no setor primário – “Primario”: pessoas da população economicamente ativa na agricultura, extração vegetal e pesca, dividido pelo total de pessoas que compõem a população economicamente ativa;

Proporção da PEA no setor secundário – “Secunda”: pessoas da população economicamente ativa na indústria da transformação, construção civil e outras atividades industriais, dividido pelo total de pessoas que compõem a população economicamente ativa;

Proporção da PEA no setor terciário – “Terciar”: pessoas da população economicamente ativa no comércio, transportes, comunicação, serviços, social, administração pública e outras atividades, dividido pelo total de pessoas que compõem a população economicamente ativa.

Renda

Para compor esta variável se utilizaram 2 medidas diretas (rendimento nominal médio mensal e concentração de renda do chefe do domicílio) e medidas aproximadas, que expressassem diferenças urbano/rurais intra-regionais (proporção de domicílios com máquina de lavar roupa no total e em áreas urbana e rural):

Rendimento nominal médio mensal – “Rdmedch”: considerou-se a soma de todos os rendimentos do chefe do domicílio no mês de agosto, ou ,quando não fosse possível, a média dos últimos doze meses ou no último mês de trabalho, corrigidos monetariamente (quando desempregado);

Concentração dos rendimentos do chefe da família – “Gini”: medida pelo índice de Gini (medida do grau de concentração de uma distribuição , cujo valor varia de zero ,perfeita igualdade, até 1 , máxima desigualdade);

Proporção de domicílios com máquina de lavar roupa na área rural – “Mlavrur”: domicílios que possuem máquina de lavar roupas (inclusive as máquinas que só lavam e as conhecidas por

"tanquinho") em condições de funcionamento, em área rural, dividido pelo total de domicílios na área rural;

Proporção de domicílios com máquina de lavar roupa na área urbana – “Mlavurb”: domicílios que possuem máquina de lavar roupas (inclusive as máquinas que só lavam e as conhecidas por "tanquinho") em condições de funcionamento, em área urbana, dividido pelo total de domicílios na área urbana;

Proporção de domicílios com máquina de lavar roupa – “Mlvtot”: total de domicílios que possuem máquina de lavar roupas (inclusive as máquinas que só lavam e as conhecidas por "tanquinho") em condições de funcionamento, dividido pelo total de domicílios.

Escolaridade

É considerada uma das principais variáveis para medir desigualdades sociais. Optou-se por estimar o nível de escolaridade através da taxa de analfabetismo. Esta reflete uma situação extrema, que é a ausência de alfabetização, não tendo sido utilizada outra medida que pudesse aferir situações intermediárias.

Taxa de Analfabetismo – “Txanalf”: foram consideradas alfabetizadas as pessoas capazes de ler e escrever um bilhete simples no idioma que conhecessem. A taxa de analfabetismo foi obtida como valor percentual de pessoas analfabetas com 15 anos ou mais, em relação ao total da população da área de estudo.

Raça/Cor

Populações de origem japonesa apresentam, em geral, maiores taxas de mortalidade por câncer de estômago que a população brasileira (Gotlieb, 1990). Assim, optou-se por utilizar as proporções para as raças branca, parda e amarela. É preciso considerar, também, que raça/cor

podem expressar a situação de renda, bem como a influência de hábitos alimentares e culturais como uma variável de aproximação.

Proporção de brancos – “Branços”: total de pessoas de cor branca, dividido pelo total da população;

Proporção de pretos e pardos – “Pretpard”: total de pessoas de cor preta ou parda (aí incluídas: mulata, mestiça, cabocla, mameluca, cafuza, etc.), dividido pelo total da população;

Proporção de amarelos – “Amarelos”: total de pessoas de cor amarela, dividido pelo total da população.

Assistência Médica

O acesso ao diagnóstico precoce e ao tratamento, bem como a medidas de suporte à vida são componentes importantes no prognóstico do paciente com câncer. Assim, utilizaram-se os seguintes indicadores:

Leitos Hospitalares por mil habitantes – “Leitohab”: número total de leitos hospitalares, dividido pela população total da área em estudo, multiplicado por mil;

Leitos Hospitalares Especializados por mil habitantes – “Espechab”: número total de leitos hospitalares especializados, dividido pela população total da área em estudo, multiplicado por mil;

Médicos por mil habitantes – “Medhab”: número de médicos, dividido pela população total da área em estudo multiplicado, por mil.

Conservação de alimentos

Alguns autores têm afirmado a importância na mudança do sistema de conservação de alimentos (aumento da refrigeração e declínio do uso do sal como conservante) na explicação do declínio constante na incidência e na mortalidade por câncer de estômago (Howson, 1986; Doll,

1990). Utilizaram-se indicadores que estimassem a possibilidade de conservação por refrigeração, com diferenças em meio rural e urbano:

Proporção de domicílios com geladeira em área rural – “Gelarur”: domicílios que possuem geladeira elétrica de uma ou mais portas em área rural, dividido pelo total de domicílios na área rural;

Proporção de domicílios com geladeira em área urbana – “Gelaurb”: domicílios que possuem geladeira elétrica de uma ou mais portas em área urbana, dividido pelo total de domicílios na área urbana;

Proporção de domicílios com geladeira – “Gelatot”: total de domicílios que possuem geladeira elétrica de uma ou mais portas, dividido pelo total de domicílios;

Proporção de domicílios com "freezer" em área rural – “Frezur”: domicílios que possuem "freezer", em condições de funcionamento, em área rural, dividido pelo total de domicílios na área rural;

Proporção de domicílios com "freezer" em área urbana – “Frezurb”: domicílios que possuem "freezer", em condições de funcionamento, em área urbana, dividido pelo total de domicílios na área urbana;

Proporção de domicílios com "freezer" – “Freztot”: total de domicílios que possuem "freezer", em condições de funcionamento, dividido pelo total de domicílios.

Tem-se que enfatizar que estes indicadores representam, também, junto com "máquina de lavar roupas" estimadores de renda.

6.5. Análise Estatística

6.5.1. Medidas de Efeito

Mortalidade Proporcional por causa (Estudo 1)

É entendida como a proporção de óbitos ocorridos por uma determinada causa, em relação ao total de óbitos, no mesmo espaço geográfico e temporal. Varia de 0 a 1, podendo ser expressa em valor percentual com duas casas decimais. Foi utilizada para representar a magnitude de uma causa em relação às demais, permitindo uma comparação interna. (Laurenti e cols., 1985)

Taxa de Mortalidade padronizada por sexo e idade (estudos 1 a 3)

Medida que tem no numerador o número de casos (óbitos), por unidade de estudo, dividido pelo total de pessoas expostas aos fatores de risco. As taxas de mortalidade são convencionalmente expressas por 100.000 pessoas para evitar números muito pequenos. Optou-se por padronizar as taxas por idade e sexo pelo método direto, tomando como população-padrão a população mundial, com o objetivo de permitir a comparação dos dados coletados com outras taxas apresentadas em estudos internacionais, evitando o efeito da estrutura etária das populações. Nos estudos 2 e 3 utilizou-se a taxa de mortalidade padronizada, exclusivamente para o sexo masculino e para a faixa etária de "35 anos e mais", pois, nesta faixa etária, concentravam-se mais de 90% do total dos casos de câncer de estômago. Utilizou-se, ainda, o cálculo do erro-padrão como uma estimativa do valor do parâmetro verdadeiro, como se o número de observações fosse infinitamente grande, e para calcular o intervalo de confiança de 95% pela aproximação de Poisson. (Boyle & Parkin, 1995).

Razão de Taxas de Mortalidade Padronizadas (Estudo 1 a 3)

Foram calculadas as razões de taxas entre unidades de estudo (microregiões e mesoregiões no estudo 2) e entre períodos de tempo (1991/1980 no estudo 1) e entre sexos (masculino/feminino no estudo 1) como estimação do risco relativo, com intervalo de confiança de 95% (Boyle & Parkin, 1995).

6.5.2. Técnicas Estatísticas

Análise de Regressão linear (Estudos 2 e 3)

O modelo de regressão simples é definido pela equação:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \varepsilon,$$

onde:

Y = variável dependente,

β_0 = intercepto,

X = variável preditora,

β_1 = parâmetro do modelo,

ε = resíduos.

Este método pode ser utilizado tendo por suposição que a distribuição é Normal, que os valores da variável dependente (Y) são independentes, que o modelo é uma função de reta e que a variância de Y é a mesma qualquer que seja X (homocedasticidade). O parâmetro foi estimado pelo método dos mínimos quadrados, sendo a precisão da reta dada pelo coeficiente de determinação (r^2). Construíram-se gráficos de dispersão com reta ajustada, avaliação para distribuição Normal e análise de resíduos para todas as variáveis dependentes, isto é, CMI no estudo 2 e todas as demais no estudo 3 (Hair e cols., 1995).

No estudo 2, a técnica de regressão linear simples foi utilizada para medir a associação entre a variável dependente (taxa de mortalidade por câncer de estômago) e o coeficiente de mortalidade infantil.

No estudo 3, utilizou-se este método para conhecer a relação simples de cada variável preditora com a variável dependente, bem como para possibilitar a hierarquização das variáveis preditoras, orientando sua entrada na regressão múltipla a partir das daquelas que obtiveram maior significância (F parcial) na análise de regressão simples (erro tipo alfa $\leq 0,20$).

O modelo de regressão linear múltiplo é dado pela equação:

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_n X_n,$$

onde:

Y = variável dependente,

X = variáveis preditoras e

$\beta_{0,\dots,n}$ = parâmetros do modelo.

Este modelo tem por referência as mesmas suposições da regressão linear simples. É utilizado para prever o resultado da variável dependente (no caso, taxa de mortalidade por câncer de estômago) a partir de um conjunto de variáveis independentes, todas elas contínuas. Permite, ainda, estimar a magnitude e a direção (positiva ou negativa) de cada variável dependente no modelo final, bem como o inter-relacionamento entre as variáveis independentes na predição da variável dependente.

Com vistas a detectar colinearidade entre as variáveis dependentes, foi construída uma matriz de correlação entre elas, sendo considerada uma correlação alta quando se obtivesse um coeficiente $\geq 0,90$. Dentre as variáveis que apresentaram colinearidade, optou-se por incluir na modelagem múltipla as que resultaram num maior coeficiente de determinação na análise simples.

O teste estatístico utilizado para hipóteses foi o F-parcial, sendo aceito um nível de significância de $p \leq 0,05$.

Análise Fatorial por Componentes Principais

A Análise Fatorial é um nome genérico para um conjunto de procedimentos estatísticos multivariados chamados de “redutores de espaço”, cujo propósito inicial é definir estruturas de uma matriz de dados através de dimensões chamadas de "fatores". Permite, ainda, explicar a correlação entre cada variável componente dos fatores. Pode ser utilizada com caráter exploratório ou, ainda,

com vista a dar sustentação empírica ao modelo teórico proposto pelo pesquisador. (Hair e cols., 1995)

No estudo 3, este método foi utilizado para reduzir o espaço das variáveis finais do modelo de regressão múltiplo, auxiliando na compreensão do relacionamento entre estas variáveis e dar suporte ao modelo teórico de relacionamento das variáveis dependentes. Além disso, permitiu uma representação gráfica do modelo final.

A extração dos fatores foi feita pelo método dos Componentes Principais, que consiste em encontrar fatores mutuamente ortogonais, que obedeçam a uma ordem hierárquica de variância, sendo o primeiro fator aquele com máxima variância, o segundo fator ortogonal ao primeiro, que contém o resíduo da variância ao se retirar o primeiro fator e, assim, sucessivamente. Foram considerados significantes os fatores que possuísem autovalores maiores que a unidade.

As correlações entre as variáveis originais com os fatores são chamadas de "pesos", variando de "+1" a "-1". Quanto mais próxima da unidade, maior a associação da variável com o referido fator. O sinal indica a direção da associação.

É usual a utilização de um procedimento de rotação dos fatores da matriz solução, cujo maior efeito é redistribuir a variância entre os primeiros e últimos fatores, permitindo um padrão mais simples e teoricamente mais compreensível. A indicação de qual método de rotação é arbitrária, de acordo com as necessidades do pesquisador. Utilizou-se, aqui, a rotação ortogonal pelo método "Varimax".

7. RESUMO DOS RESULTADOS

7.1. Estudo 1

Este estudo tem por objetivo descrever a mortalidade por neoplasias malignas, no estado de Santa Catarina, nos anos de 1980 e 1991. Observou-se que as neoplasias, comparadas às demais causas agrupadas, apresentaram aumento na mortalidade proporcional e nas taxas de mortalidade padronizadas, passando da terceira posição, em 1980, para a segunda, em 1991. As neoplasias malignas apresentaram um aumento das taxas de mortalidade entre os anos de 1980 e 1991 (86,46 para 98,25 por 100.000 com uma Razão de Taxas (RT)=1,14 (IC 95% 1,07-1,20).

Com relação às 18 localizações estudadas, as neoplasias malignas no sexo masculino tiveram uma alternância entre câncer de estômago (na primeira posição, em 1980, com taxa de 24,25/100.000 e na segunda, em 1991, com taxa de 22,02/100.000 e RT=0,89 (0,80-0,99), e câncer de pulmão (da segunda, em 1980, com taxa de 22,53/100.000, para a primeira posição, em 1991, com taxa de 27,81/100.000 e RT=1,23 (1,11-1,37) As neoplasias que apresentaram maior crescimento nas taxas de mortalidade, no sexo masculino, foram boca (RT=1,39; 1,14-1,69) e próstata (RT=1,39; 1,21-1,61).

No sexo feminino, ocorreu um declínio das taxas de mortalidade por câncer de estômago (RT=0,82; 0,69-0,98), incremento do câncer de pulmão (RT=1,26; 1,02-1,55) e câncer renal (RT=3,03; 1,41-6,48) e estabilização dos cânceres ginecológico (Mama RT=1,01; 0,80-1,20 e Útero RT=1,11; 0,92-1,34), sendo estes últimos os de maior magnitude.

7.2 Estudo 2

Este é um estudo ecológico que objetiva examinar a possível relação entre as diferenças regionais das taxas de mortalidade padronizadas por câncer de estômago e condições socioeconômicas estruturais, de 6 mesorregiões e 20 microrregiões de Santa Catarina.

Para as mesorregiões, pode-se distinguir quatro patamares: uma taxa alta na região Serrana e média-alta na região Norte; taxas classificadas como média-baixa foram observadas na Grande Florianópolis e regiões Sul e Oeste; e taxas mais baixas na mesorregião do Vale do Itajaí.

A razão de taxas entre a mesorregião Serrana (81.85 por 100.000 hab.) em relação à mesorregião Vale do Itajaí (50.20 por 100.000) foi de $RT = 1.65$ (1.49-1.83).

Em relação às microrregiões, pode-se identificar, também, quatro patamares, mas com características diferentes das mesorregiões. Assim, duas microrregiões do Norte (São Bento do Sul e Canoinhas) e 1 microrregião (Campos de Lages) da região Serrana apresentaram taxas de mortalidade maiores que 80,0 por 100.000; a microrregião de Curitiba apresentou taxas entre este patamar mais elevado e o grupo médio-alto (taxas entre 55,2 e 65,9 por 100.000). As microrregiões de Criciúma, Araranguá, Florianópolis, Concórdia, Joaçaba, Xanxerê, Joinville, Tijucas e Blumenau tiveram taxas consideradas médio-altas. O grupo considerado médio-baixo, com taxas entre 43,61 e 49,36 por 100.000, foi composto pelas microrregiões de Tubarão, Chapecó, Itajaí, Rio do Sul e São Miguel do Oeste. Num patamar baixo, constataram-se as microrregiões de Ituporanga e Tabuleiro.

A razão de taxas entre a microrregião São Bento do Sul (94.56 por 100.000) em relação à microrregião Tabuleiro (24.15 por 100.000) foi de $RT = 3.92$ (3.03-5.07).

Foi encontrada uma correlação significativa ($p < 0,001$) de 0,61 e coeficiente de determinação de 0,37 entre as taxas de mortalidade por câncer de estômago e os coeficientes de mortalidade infantil das microrregiões.

Os resultados devem ser considerados como sugestivos da possível influência de certos fatores socioeconômicos, predominantes nas várias regiões de Santa Catarina, sobre as taxas de óbito por câncer de estômago

7.3 Estudo 3

Pretendeu-se estudar a influência dos fatores socioeconômicos agregados (estimados por 28 variáveis) em relação às taxas de mortalidade por câncer de estômago, nas 20 microrregiões de Santa Catarina.

Após a exclusão das variáveis que apresentaram colinearidade (correlação $\geq 0,90$), obteve-se, no modelo de regressão simples, a variável "Freztot" com o maior coeficiente de determinação ($r^2=0,63$), seguido por "CMI" ($r^2=0,37$), "Gelarur" ($r^2=0,36$), "Proprur" ($r^2=0,28$), "Amarelos" ($r^2=0,28$), "Pretpard" ($r^2=0,26$), "Secunda" ($r^2=0,25$), "Espechab" ($r^2=0,18$), "Medhab" ($r^2=0,12$), "Terciar" ($r^2=0,12$) e "Mlavrur" ($r^2=0,09$).

No modelo de regressão múltipla, 6 variáveis ("Freztot", "CMI", "Gini", "Medhab", "Terciar" e "Secunda") resultaram numa correlação de 0,91 e um coeficiente de determinação de $r^2=0,87$.

A análise dos componentes principais resultou em dois fatores, compreendendo, em conjunto, 69,33% da variância. O primeiro fator (autovalor = 2,5147) foi composto pelas variáveis "Medhab", "Secunda" e "Terciar", que podem representar áreas urbanizadas e industrializadas. O segundo fator (autovalor = 1,6451), composto pelas variáveis "CMI" e "Gini", pode sugerir regiões com elevada mortalidade infantil e concentração de renda). A variável "Freztot" se distribuiu de modo negativo e similar em ambos os fatores.

Os resultados sugerem um perfil de risco microrregional para a mortalidade por câncer de estômago caracterizado por áreas urbanizadas e industrializadas, com elevada mortalidade infantil, concentração de renda e pequena proporção de domicílios com freezer.

8. DISCUSSÃO

Esta dissertação se propôs, através de três estudos empíricos, estimar a magnitude da mortalidade por câncer em Santa Catarina, identificar diferenças regionais na mortalidade por câncer de estômago e analisar o papel de alguns fatores socioeconômicos agregados, para a explicação das possíveis diferenças regionais da mortalidade por câncer de estômago.

As possíveis limitações metodológicas referentes a qualidade da informação de mortalidade e as advindas da opção por estudos de tipo ecológico são discutidas inicialmente. A seguir, discutem-se os resultados e suas possíveis contribuições para responder às perguntas de pesquisa.

8.1. Qualidade dos Registros de Óbitos

O uso de informações sobre estatísticas de mortalidade é uma estratégia amplamente utilizada, devido à sua disponibilidade, cobertura e continuidade (Glasser, 1981). Contudo, ainda existem problemas de qualidade no preenchimento dos campos das Declarações de Óbito, que podem afetar o resultado final de qualquer análise.

Ao utilizar as informações constantes na Declaração de Óbito, deve-se levar em consideração possíveis distorções, tanto no plano quantitativo (número total de óbitos), quanto no plano qualitativo (fidedignidade no preenchimento dos campos da DO).

No plano quantitativo, as possíveis distorções são acarretadas por problemas na cobertura do Sistema de Informações, isto é, alguns óbitos existentes na área e período em estudo não são captados pelo Sistema. Além disso, é importante lembrar que pode ocorrer sub-registro, ou seja, óbitos que não foram registrados em cartório. Tal fato ocorre, em especial, em áreas rurais distantes de cartórios, sendo os enterros feitos nos chamados “cemitérios clandestinos” (Laurenti e cols., 1985; Brasil, 1996). A intensidade com que ocorrem estas duas situações, pode afetar, em muito, a acurácia quantitativa.

Uma maneira de estimar a cobertura do Sistema de Mortalidade é através do Coeficiente Geral de Mortalidade (CGM). O Ministério da Saúde considerou como possuindo boa cobertura, durante a década de 80, localidades que possuíssem um C.G.M. maior que 4 óbitos por mil habitantes, seja em locais desenvolvidos ou em desenvolvimento. Locais que contam com evasão ou sub-registro, ou, ainda, tenham uma população muito reduzida, costumam apresentar coeficientes abaixo de 4 óbitos por 1000 habitantes. (Brasil, 1996). A partir de 1990, o MS adotou como tendo boa cobertura localidades com C.G.M. entre 6 e 11 por mil. Os C.G.M. de Santa Catarina, para os anos em estudo, foram de 5,4 óbitos por mil em 1980 e 5,1 óbitos por mil em 1991. É importante mencionar, que os problemas de cobertura em do Estado se referem a óbitos não registrados em cartório, que dizem respeito, predominantemente, a óbitos em menores de 1 ano, não interferindo, possivelmente, na composição do quadro de óbitos por câncer (Brasil, 1991).

Assim, pode-se supor que os resultados obtidos não devem ter sido influenciados por possíveis problemas de cobertura que pudessem existir.

Outra questão importante está ligada à fidedignidade do preenchimento dos campos constantes na Declaração. Não se encontraram estudos recentes, que avaliassem a qualidade do preenchimento dos campos da D.O. em Santa Catarina, o que nos remete a uma possível fonte de erro classificatório. Contudo, algumas considerações podem ser feitas tomando por referência estudos relativos a esse tema.

A utilização dos campos “sexo” e “idade” das D.O.s, como fonte de variáveis demográficas, é usualmente de boa qualidade. Estudo de Sorlie e cols. (1992) avaliou o correto preenchimento das variáveis demográficas, comparando as informações dos inquéritos populacionais regulares do Bureau do Censo e do Registro Nacional de Óbitos de 1979 a 1985. Foi feito cruzamento dos registros, sendo encontrados 43520 óbitos, e analisadas as variáveis raça, sexo, origem hispânica, aposentados e naturais dos EUA/estrangeiros. A concordância encontrada foi bastante elevada: raça (99,4%), sexo (99,5%), imigrantes (99,4%) e aposentados (95,2%). Em outro estudo, o mesmo autor

demonstrou que as informações relativas a escolaridade apresentam uma tendência a sobre-registro de níveis educacionais mais elevados que na realidade, apresentando esta variável um índice de concordância da ordem de 80%. (Sorlie e cols., 1996).

Estudo nacional apresentou uma avaliação do preenchimento das D.O.s nos itens de interesse da saúde pública, isto é, parte II (identificação do falecido), parte III (menores de 1 ano ou óbito fetal), parte IV (causa de óbito) e parte V (mortes violentas), em 887 declarações de óbito de residentes em Viamão(RS) no ano de 1987. Os autores encontraram, para variável sexo, 8,1% em branco, para idade, 4,4% em branco, para município de residência, 0,7% em branco e 0,3% ignorados (Heckmann e cols., 1989).

As informações da Tabela 1 sugerem que o preenchimento desses campos está num patamar satisfatório, podendo ser utilizados como fonte de dados para nosso estudo.

Tabela 3 – Distribuição da proporção de ignorados nos campos “sexo”, “idade”, “local de residência” da Declaração de Óbito em Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Campo | Ignorados | | | |
|---------------------|-----------|-----|--------|-----|
| | 1980 | | 1991 | |
| | Número | % | Número | % |
| Sexo | 44 | 0.2 | 69 | 0.3 |
| Idade | 205 | 1.0 | 891 | 3.9 |
| Local de Residência | 183 | 0.9 | 20 | 0.1 |

Fonte: GEINF – SES/SC, 1997

Contudo, a maioria dos estudos com relação à qualidade das informações constantes nos campos da Declaração de Óbito está em geral relacionados à causa básica do óbito.

O primeiro erro possível no registro da causa básica diz respeito à acurácia no diagnóstico do paciente. Esse tipo de informação pode sofrer variações quanto à idade, ao sexo, à região afetada, além de características associadas a acesso à tecnologia de saúde que permitam melhor diagnóstico. Além disso, muitos médicos que preenchem as Declarações não são os médicos assistentes, sendo

colocadas informações imprecisas ou vagas, aumentando o rol de pacientes com causa básica classificada no grupo “Sintomas e sinais e afecções mal definidas”(MacMahon & Pugh,1988). Vários autores são unânimes na ênfase ao despreparo do médico para o correto preenchimento da Declaração de Óbito (Fonseca & Laurenti, 1974; Percy e cols., 1981; Strozzi e cols., 1985; Heckmann e cols., 1989; Schnitman, 1990; Messite & Stellman, 1996).

Com relação ao preenchimento da causa básica do óbito, o estudo de Puffer & Griffith (1968) vem servindo de referência sobre a qualidade de registros de mortalidade e teve como metodologia a revisão de prontuários para a correção da causa básica das Declarações de Óbito originais, de diversas cidades em todo continente americano (no Brasil, foram estudadas Ribeirão Preto e São Paulo). O estudo apontou os melhores índices de concordância para os grupos de neoplasias e causas externas. Os autores observaram, também, compensação entre grupos, isto é, causas que após a revisão passavam para outro grupo eram compensadas por outras que eram recebidas com a revisão.

O grupo das neoplasias, em particular, apresentou um déficit, após a revisão, da ordem de 0,5% no município de São Paulo. Quanto ao tipo de neoplasias, as maiores inconsistências ocorreram no colo uterino com um deficit de 140%, compensadas parcialmente pelo útero de porção não especificada (acrécimo de 80%). Importante mencionar, ainda, que cerca de 90% dos óbitos por neoplasia tiveram algum tipo de exame complementar para confirmação diagnóstica.

Ainda com relação à acurácia da causa básica, Fonseca & Laurenti (1974) analisaram 1832 Declarações, preenchidas em prontos-socorros e hospitais do município de São Paulo, observando inexatidão no preenchimento da causa básica em 37,9% do total das Declarações (31,4% incorretos e 6,5% incorretos, mas com causa verdadeira registrada). Comparados a outro estudo similar da década de 60, tais achados apontam que não houve melhora no registro de dados de mortalidade.

Estudo realizado nos Estados Unidos teve por objetivo comparar a causa básica de óbito por câncer registrada na D.O. com os diagnósticos hospitalares de câncer em algumas regiões dos EUA

(Percy e cols., 1981). Foram analisados cerca de 80% de todas as Declarações de Óbito, que tiveram o câncer como causa básica, do 3º National Cancer Survey, em 2 estados e 7 regiões metropolitanas, nos anos 1969-71. Obtiveram um total de 48826 óbitos por câncer em 1970 e 1971, dos quais 60% eram casos incidentes e 40% prevalentes. A acurácia foi obtida pela comparação entre a causa básica da DO e o diagnóstico hospitalar. Os autores dividiram os achados em quatro grupos.

No grupo 1, no qual a concordância é maior que 80%, estão em torno de 65% do total das neoplasias, incluídos aí, os cânceres de estômago. No entanto, cerca de 1/3 foram consideradas com alguns problemas de acurácia que podem ser causados por presença de autópsia, anátomo-patológico, idade do óbito, local do óbito, sexo, raça e área geográfica. Também as regras de codificação pela CID podem levar a sub-notificação. Uma alternativa proposta para minimizar o problema é agrupar (p.ex., colon/reto, colo e corpo de útero). Os autores afirmam, ainda, a importância do interesse do médico no correto preenchimento como fator de melhora da acurácia.

No Brasil, poucos são os estudos sobre a acurácia das Declarações de Óbito no que diz respeito ao grupo da neoplasias. Schnitman (1990) procurou determinar a precisão dos diagnósticos de câncer como causa básica de morte, registrados nas Declarações de Óbito, em Salvador, Bahia, no ano de 1983. Estudou 966 Declarações de Óbito, sendo 485 com causa básica de morte por câncer de estômago, pulmão, fígado, pâncreas, bexiga, linfoma, leucemia e localização não especificada e 481 por outras causas não neoplásicas, comparando os registros das D.O.s e dos prontuários médicos e laboratório de anatomia patológica ou entrevistas domiciliares. A autora observou que leucemia, linfoma e câncer de pulmão foram confirmados em 89%, 81% e 80% respectivamente. Os menos confirmados foram câncer de pâncreas (45%) e bexiga(53%). Do total de selecionados, 65% foram confirmados como estando de acordo com Percy e cols.(1981). A autora discutiu ainda que a subestimativa de mortes por câncer é uma realidade em Salvador, atribuindo a problemas de acesso a serviços e laboratórios, preenchimento inexato e irregular pelos médicos.

Outro estudo, realizado em Florianópolis (Strozzi e cols.,1985), tinha por objetivo conhecer a distribuição das causas de mortalidade de menores de 15 anos, dos óbitos ocorridos num hospital infantil e identificar possíveis sub-registros de óbitos. Foram encontrados 190 óbitos hospitalares no período em estudo. Desses, 161 tinham prontuário e D.O., 10 não tinham prontuário, mas apresentavam D.O. (na Secretaria Estadual de Saúde - SES) e 19 não tinham prontuário, D.O. no hospital ou na SES ou cartório, mostrando um problema sério de sub-registro na capital, sendo estudados finalmente 171 óbitos. Os autores observaram um percentual de concordância de cerca de 60,2% para todas as causas agrupadas. O grupo das neoplasias foi o segundo com maior concordância (90.9%), perdendo somente para as anomalias congênitas (92,0% de concordância).

No Rio de Janeiro, também foi realizado um estudo para avaliar a confiabilidade das informações sobre neoplasias em geral em 1990 (Monteiro e cols., 1997). Os autores estudaram uma amostra aleatória de 394 D.O.s, que tinham como causa básica neoplasias, que foram novamente codificadas por técnico independente, encontrando uma concordância de 90,1% com kappa de 0,89 (0,86-0,92).

Nos Estudos 2 e 3 utilizaram-se, especificamente, os óbitos por câncer de estômago (CID-151). Este tipo de neoplasia parece apresentar boa acurácia em estudos internacionais (Puffer & Griffith, 1968; Percy e cols., 1981) e nacionais. Por exemplo, Monteiro e cols (1997) estudaram 86 das 645 DOs, cuja causa era câncer de estômago, no município do Rio de Janeiro, submetendo-as à comparação com dados de prontuário (confirmação clínico-laboratorial). Encontraram um valor preditivo positivo de 90,7%, indicando boa qualidade no registro desta patologia nas Declarações de Óbito.

A Tabela 2 apresenta a distribuição dos itens de confirmação diagnóstica constantes na Declaração de Óbito para o capítulo das neoplasias (140-239) da CID-9, nos anos de 1980 e 1991 em Santa Catarina, e para os casos de câncer de estômago, no ano de 1991.

Tabela 4 – Uso de confirmação diagnóstica para casos de neoplasias nas Declarações de Óbito, em Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Campo | Utilização de Confirmação Diagnóstica | | | | |
|--------------------|---------------------------------------|---------------|---------------------|--------------------|---------------|
| | 1980 | | 1991 | | |
| | Neoplasias Malignas | Outras Causas | Neoplasias Malignas | Câncer de Estômago | Outras Causas |
| Assistência Médica | 97.6 | 86.7 | 98.9 | 98.9 | 86.9 |
| Exame Complementar | 86.6 | 61.0 | 90.5 | 90.4 | 67.6 |
| Cirurgia | 50.3 | 14.3 | 43.6 | 46.5 | 14.7 |

Fonte: GEINF-SES/SC, 1997- excluídos os ignorados

Observa-se que, entre as neoplasias malignas, há um claro predomínio de assistência médica, na utilização de exames complementares e cirurgia para confirmação diagnóstica, quando comparado a outras causas. Percebe-se, também, que o uso destes recursos vem aumentando, de modo geral, na última década. Isto se deve, provavelmente, ao caráter crônico das neoplasias, que acabam por levar o paciente a procurar assistência médica diversas vezes, além de gerar maior quantidade de internação hospitalar do que as demais causas de óbito. No caso do câncer de estômago, a confirmação diagnóstica, por métodos complementares, é até maior que as neoplasias malignas em geral.

Assim, as informações de mortalidade referentes a Santa Catarina, disponíveis no Sistema de Informações de Mortalidade (SIM), parecem ser suficientemente acuradas quantitativa e qualitativamente para serem utilizadas no presente trabalho, sem comprometer os resultados obtidos.

8.2. Desenhos de estudo

Os estudos ecológicos são usualmente utilizados quando não se dispõe de informações individuais. É comum, em epidemiologia, a afirmativa de que estudos que utilizam indivíduos como unidade de análise são melhores que estudos ecológicos. No entanto, existem situações onde não é possível, ou não é do interesse do pesquisador usar variáveis individuais.

A utilização de taxas de vendas de bebidas alcoólicas ou de drogas psicotrópicas em comunidades, pode, por exemplo, revelar-se uma informação mais valiosa do que quando obtida em nível individual (por estar sujeita a viés classificatório) (Schwartz, 1994). Estudos individuais costumam ser preferenciais, pois se pode aferir ou estabelecer associações com fatores de risco, permitindo orientar medidas de prevenção em nível individual. Contudo, medidas coletivas de promoção e prevenção podem ser orientadas a partir de estudos ecológicos (Susser, 1994).

No presente trabalho, optou-se por desenhos ecológicos, pois as informações relativas às condições socioeconômicas, constantes nas Declarações de Óbito, além de não conterem informações relativas à renda, não apresentam boa acurácia no que se refere a ocupação e escolaridade (Brasil, 1991). Além disso, os dados agregados, obtidos através do Censo Demográfico de 1991 do IBGE, fornecem maior quantidade de informações (com boa acurácia) sobre alguns fatores de risco propostos no modelo teórico e discutidos anteriormente.

Os estudos ecológicos podem apresentar alguns problemas metodológicos que devem ser examinados. Ao se utilizarem grupos como unidade de análise, pode-se incorrer em erro inferencial ao assumir uma associação causal em nível individual, baseado em observações feitas em nível de grupos (Morgenstern, 1982). Este é o principal problema dos estudos ecológicos e pode resultar de dois tipos de vieses. Primeiramente, um viés de agregação, pelo qual os grupos apresentam problemas em sua composição, isto é, não são homogêneos no seu interior no que se refere à exposição. Ao se definir uma variável em um estudo ecológico, considera-se esta usualmente, se como sendo a média das exposições dos indivíduos de cada grupo. No entanto, em alguns desses estudos, os grupos são formados a partir da disponibilidade da informação, não decorrendo de uma opção do pesquisador, estando sujeitos a super ou subestimativa da exposição. Pode ocorrer que um grupo tem exposição média a determinado fator maior que outros, mas com subgrupos ou indivíduos no seu interior com baixa exposição, isto é, há uma alta dispersão na distribuição da exposição.

Assim, recomenda-se a utilização de grupos pequenos, que possuam homogeneidade quanto à distribuição do fator de estudo no seu interior, mas heterogêneos entre si quanto a outras características. Contudo, na tentativa de se utilizarem grupos menores e mais homogêneos, pode-se incorrer em problema de instabilidade de medidas de efeito, quando a variável dependente é um evento raro (Susser, 1994; Esteve e cols., 1994). Nesta dissertação, (estudos 2 e 3) utilizaram-se meso e microrregiões de Santa Catarina por possuírem características histórico-sociais específicas (anteriormente discutidas), e por serem em número suficiente e com uma quantidade de eventos que permitiram estabilidade nas medidas de efeito (melhor que o nível de agregação de municípios, por exemplo). Uma outra alternativa, utilizada no estudo 3, para se contornar o problema da homogeneidade no interior dos grupos foi o uso simultâneo de múltiplos indicadores para se comporem variáveis, onde um indicador pudesse compensar possíveis problemas de outro (Liberatos e cols., 1988).

Outro problema dos estudos ecológicos, o viés de especificação, ocorre quando os indicadores usados para medir as variáveis medidas no plano coletivo contêm outras variáveis desconhecidas e não controladas, que determinam efeitos diversos no plano individual. Este tipo de problema pode ocorrer, num primeiro momento, na conceituação da variável. Assim, por exemplo, ao se construir a variável “hábito de fumar” para estudar a mortalidade por câncer de pulmão em indivíduos, pode se estar buscando estimar um estilo de vida, ou simplesmente a exposição ao fumo “per se”. Ainda em relação a estudos ecológicos pode-se, também, ao estabelecer a mesma denominação para esta variável (hábito de fumar), obter informação sobre estilo de vida de uma determinada área, mas não quanto à exposição ao fumo.

Por outro lado, este problema pode ainda ocorrer na operacionalização, isto é, ao se optar por utilizar o “percentual de fumantes em uma área” pode-se estar estimando, em parte, o estilo de vida, mas mediado por “confounders”, como a disponibilidade de renda das pessoas desta área, que também pode influenciar a mortalidade por câncer de pulmão.

Assim se está diante de um problema de construção da variável. No entanto, é preciso lembrar que o processo de construção causal em saúde se dá em vários níveis, isto é, do nível molecular por estudos experimentais, passando por estudos clínicos individuais, indo até a estudos de sociologia da saúde. Os estudos ecológicos devem ser entendidos como parte desse processo, com nível de construção próprio, tomado a partir de grupos que possuem características histórico-sociais, isto é, grupos que não representam somente o somatório de indivíduos (e fatores de risco individuais), mas adquirem “vida própria”, constituindo-se num novo objeto, onde o fator de risco não é a simples soma dos fatores de risco individuais (Susser, 1994).

Neste sentido, o coeficiente de mortalidade infantil, utilizado nos estudos 2 e 3, que é utilizado para estimar condições gerais de vida, não apresenta correspondência direta no plano individual. Por outro lado, outras variáveis, tomadas no plano coletivo (por exemplo, a proporção da população economicamente ativa no setor terciário), foram usadas para explicar uma situação coletiva e não uma exposição individual. Isto é, no presente trabalho, foram usadas variáveis agregadas por região com o objetivo de avaliar suas contribuições para um modelo preditivo, acerca do papel das diferenças socioeconômicas, num contexto estrutural, sobre as taxas de mortalidade por câncer de estômago, sem pretender definir um modelo explicativo sobre as causas individuais para a mortalidade por câncer de estômago.

Por fim, é importante lembrar que em estudos ecológicos sobre diferenças socioeconômicas, pode ocorrer colinearidade entre variáveis, isto é, os indicadores destas diferenças podem estar correlacionados entre si e, portanto, participar, como indicadores de mais de uma variável (Kunst & Mackenbach, 1994). Este problema é freqüente no uso de dados secundários, sendo recomendada a utilização de análise de regressão e outras técnicas multivariadas como forma de ajustar melhor o modelo preditivo final (Morgenstern, 1982; Esteve e cols., 1994). No estudo 2, utilizou-se a análise de regressão simples e, no estudo 3, a análise de regressão simples e múltipla, bem como a análise fatorial pelo método de componentes principais.

8.3. Considerações sobre os resultados dos estudos empíricos

8.3.1. A mortalidade por neoplasias malignas ocupa posição de destaque no quadro epidemiológico de Santa Catarina, dado seu aumento no período entre 1980 e 1991.

A análise do perfil de mortalidade em Santa Catarina segue uma tendência nacional e latino-americana do fenômeno denominado de polarização epidemiológica, caracterizado por uma taxa de mortalidade e mortalidade proporcional elevadas para doenças crônico-degenerativas (Doenças Aparelho Circulatório e Neoplasias) e para "Causas Externas", coexistindo com taxas ainda elevadas para "Doenças Infecciosas e Parasitárias" e "Afecções originadas no período perinatal". (Possas, 1988; Frenk e cols., 1991; Araujo, 1992)

Este perfil, entretanto, apresenta algumas particularidades. Chama a atenção o declínio da mortalidade proporcional e das taxas de mortalidade para as doenças cardiovasculares, conforme ocorre em outros estados das regiões Sul e Sudeste (Duncan e cols., 1992; Lotufo e cols., 1993).

Observou-se, porém, que, as neoplasias apresentaram incremento nos anos estudados em comparação com outras causas agrupadas de maior magnitude, que tiveram estabilização ou diminuição de suas taxas. Tal tendência coincide com outros estudos, que assinalam um aumento global nas taxas padronizadas de mortalidade por neoplasias, sendo mais acentuadas nos países em desenvolvimento (Hoel e cols., 1992; La Vecchia e cols., 1993; Pisani e cols., 1993).

Observaram-se diferenças na tendência de alguns tipos específicos de neoplasias malignas que apresentaram as taxas mais elevadas. De um lado, merece destaque o declínio, estatisticamente significativo, do câncer de estômago, para ambos os sexos, o que está de acordo com a tendência internacional de diminuição da incidência e mortalidade por este tipo de câncer (Howson e cols., 1986; LaVecchia e cols., 1993; Pisani e cols., 1993; Latorre, 1997). Por outro lado, o câncer de pulmão apresentou aumento estatisticamente significativo, para ambos os sexos, seguindo a tendência internacional (LaVecchia e cols., 1993). A disseminação do hábito de fumar entre a população

brasileira, nas décadas de 60 a 80, é o provável fator preponderante no incremento das taxas de mortalidade (Brasil, 1996).

Estas duas localizações, apesar de terem as taxas mais elevadas para o sexo masculino e estarem entre as quatro principais para o sexo feminino, situam-se num patamar intermediário (entre a 5ª e 9ª posição) comparado a taxa de alguns países (LaVechia e cols., 1993; Hoel e cols., 1992; Pisani e cols., 1993).

Em relação ao sexo masculino, o estudo das localizações mostrou que o câncer de esôfago tem altas taxas, comparáveis às do Rio Grande do Sul (Prolla e cols., 1993), situando-se em primeiro lugar, quando comparado a países da América (LaVechia e cols., 1993) e em terceiro lugar, quando comparado a outras regiões do mundo (Pisani e cols., 1993). Estes valores podem ser explicados, ainda que parcialmente, pela alta incidência da doença, que está relacionada a fatores como o consumo de tabaco, álcool, dieta e uso de chimarrão, combinada com a letalidade elevada deste tipo de neoplasia (Prolla e cols., 1993; Pintos e cols., 1994).

Já os cânceres de boca e laringe têm taxas que se situaram em segundo lugar, quando comparadas às de países das Américas e em posição intermediária, se comparadas com as de outras regiões (LaVechia e cols., 1993; Pisani e cols., 1993). Estas neoplasias malignas parecem estar associadas com o consumo de tabaco e álcool. No caso específico de indivíduos do sexo masculino, fatores ocupacionais e/ou acesso a serviços de saúde parecem representar um papel importante (Vainio & Moller, 1993).

Merecem destaque, ainda, as taxas de mortalidade por melanoma, que se situaram na terceira posição, em relação a outros países das Américas (LaVechia e cols., 1993), e na sexta posição, se comparadas às de outras regiões do mundo (Pisani e cols., 1993). Este tipo de câncer está associado com a exposição à radiação solar, em pessoas de pele pobre em melanina. Os elevados valores em Santa Catarina podem ser explicados pelo contingente populacional de origem européia que trabalha nos setores agrícola e extrativo expostos à radiação solar.

Com relação ao sexo feminino, também os cânceres com taxas mais elevadas, mama e útero, estavam em patamares intermediários comparados à literatura. Contudo, os cânceres de boca e leucemias (2ª posição), esôfago (3ª posição) e pulmão (4ª posição) se situam entre as primeiras posições, se comparados aos países americanos (LaVechia e cols., 1993), merecendo investigação quanto à sua possível associação com o crescimento do consumo de tabaco e outros fatores de risco.

Ao se examinar as diferenças entre os sexos, enquanto se observou um aumento nas taxas de mortalidade para o câncer de próstata (que pode estar associado ao aumento da incidência, tendo como fatores de risco o tabagismo, o aumento de ingestão de gordura ou um aumento da proporção de idosos na população masculina e uma melhoria no acesso a diagnóstico precoce), constatou-se teve-se uma estabilização das taxas de mortalidade para os cânceres de mama e útero. É oportuno questionar-se a efetividade dos programas de prevenção em curso.

Além disso, a comparação entre os sexos, que revelou elevadas razões de taxas de mortalidade para os cânceres de laringe, boca, esôfago, pulmão e estômago no sexo masculino, pode sugerir que alguns fatores específicos (estilo de vida, ocupação) podem explicar esta situação de risco.

O incremento das taxas de mortalidade por neoplasias malignas, entre os anos de 1980 e 1991, e as elevadas taxas de algumas localizações comparado com outros países americanos e de outras regiões dos demais continentes, colocam este grupo de doenças em posição de destaque no quadro epidemiológico de Santa Catarina.

Esta situação pode ser o resultado de uma maior acurácia diagnóstica, da melhoria no preenchimento das Declarações de Óbito, do incremento na incidência de neoplasias malignas por maior exposição a diversos carcinógenos (em especial, o tabaco). Contudo, dado o caráter crônico deste grupo de doenças e por ser o prognóstico determinado pelo estadiamento dos tumores, as taxas de mortalidade podem ser explicadas difícil acesso, para a maioria da população, aos serviços

de saúde de prevenção e diagnóstico precoce (Kogevinas e cols., 1991; Porta e cols., 1991). Tornam-se necessário outros estudos, para uma melhor compreensão dos fatores antes sugeridos.

8.3.2. Existem diferenças interregionais na mortalidade por câncer de estômago, que podem ser, parcialmente, explicadas por diferentes contextos socioeconômicos.

Alguns autores têm assinalado a tendência declinante das taxas de mortalidade por câncer de estômago (Howson e cols.,1986; Hoel e cols.,1992; Pisani e cols., 1993; LaVechia e cols.,1993). Esta diminuição apresenta padrões diferenciados entre os diversos países e entre regiões no interior de um mesmo país. Hoel e cols. (1992) descrevem taxas de mortalidade elevadas para a Ásia e a Europa Oriental, um padrão intermediário para a Europa Ocidental e para os Países Nórdicos, e taxas baixas para os Estados Unidos. La Vechia e cols(1993) assinalam estas diferenças entre países, mostrando que Costa Rica, Chile, Colômbia e Equador apresentam taxas elevadas (até 9 vezes maiores), quando comparados com os Estados Unidos. Estudos nacionais descrevem a mesma tendência (Latorre,1997; Fonseca, 1995; Mendonça, 1997) durante as décadas de 70 e 80. Sichieri e cols (1992) assinalam importantes diferenças regionais na distribuição das razões de mortalidade proporcional por câncer de estômago, isto é, regiões mais desfavorecidas, como o Norte e o Nordeste brasileiros apresentam taxas de mortalidade mais elevadas do que as regiões Sul e Sudeste; também podemos observar um gradiente entre interior e capital, com maiores taxas de mortalidade no interior (Mendonça, 1997; Boschi e cols.,1991).

O estudo 2 constatou a existência de diferenças regionais na mortalidade por câncer de estômago, em indivíduos de sexo masculino, em Santa Catarina. Quatro microrregiões (São Bento do Sul, Campos de Lages, Canoinhas e Curitiba) apresentaram taxas entre 3 e 4 vezes maiores que a microrregião com menor taxa, o que sugere que devem existir fatores específicos nestas regiões, que podem explicar estas expressivas diferenças.

Hipoteticamente, estes fatores podem resultar da formação histórica de suas cidades, suas culturas e suas estruturas de produção predominantes. Estas diferenças histórico-culturais e econômicas podem, igualmente, influenciar os hábitos alimentares e o processo de conservação de alimentos, considerados como importantes fatores de risco para o desenvolvimento de câncer de estômago (Doll, 1990). Podem, também, expressar acessos diferenciados a serviços de saúde, que permitem diagnóstico precoce e tratamento. (Kogevinas e cols., 1991)

De modo geral, as regiões com maiores taxas de mortalidade para câncer de estômago, também apresentaram valores elevados para o Coeficiente de Mortalidade Infantil. Este indicador é considerado o melhor indicador de pobreza, em nível internacional (Illsley, 1990), pois consegue sintetizar, em certa medida, um determinado contexto socioeconômico, bem como investimentos públicos e políticas médico-sociais compensatórias. (Victora e cols., 1989; Oliveira & Mendes, 1995). Dada a cobertura parcial do Sistema de Mortalidade em Santa Catarina, que pode ser explicada, em maior medida, por sub-registro de óbitos em menores de um ano (Brasil, 1991), é legítimo supor que estes coeficientes estejam subestimados, podendo gerar distorções nas medidas obtidas (correlação e coeficiente de determinação).

No entanto, mesmo com os possíveis problemas assinalados, a correlação positiva encontrada entre mortalidade por câncer de estômago e mortes em menores de 1 ano ($r=0,68$; $r^2=0,37$) sugere que fatores socioeconômicos estruturais, determinantes das condições de vida das respectivas populações de cada região do Estado, podem estar implicados nas diferenças observadas. O uso de outros indicadores socioeconômicos, compostos ou não, em outros estudos, é recomendável para se atenuarem possíveis problemas metodológicos e construir um modelo preditivo regional mais ajustado para a mortalidade por câncer de estômago (Liberatos e cols., 1988; Kunst & Mackenbach, 1994).

8.3.3. Características socioeconômicas, expressas por alguns indicadores sociais, demográficos e médico-assistenciais, representam parcela importante num modelo preditivo regional da mortalidade por câncer de estômago, em Santa Catarina.

Os resultados obtidos no estudo 3 sugerem a influência de fatores socioeconômicos estruturais nas diferenças observadas entre as taxas de mortalidade por câncer de estômago das microrregiões de Santa Catarina.

Entretanto, na medida em que este é um estudo ecológico, que utiliza variáveis agregadas microrregionais, é fundamental o entendimento das dimensões estruturais representadas por cada uma dessas variáveis. Isto ocorre porque as variáveis utilizadas podem representar a mensuração de mais de um fator causal (Kunst & Mackenbach, 1994; Morgenstern, 1982), o que fica evidente quando se tomam como exemplo as variáveis “Gelatot” e “Freztot”. A proporção de domicílios com geladeira ou freezer pode indicar a possibilidade de melhor conservação de alimentos, mas também pode ser indicador aproximado para renda.

A matriz de correlação sugere a presença de colinearidade entre as variáveis “Medhab”, “Secunda” e “Terciar”, que é reiterada pela ACP, onde as três variáveis compõem o primeiro fator. Assim, obteve-se, na análise de regressão, um coeficiente positivo para “Medhab”, o que pode sugerir maior associação entre mortalidade por câncer de estômago e regiões que possuem maior assistência médica. Apesar de paradoxal, é lícito supor que a maior proporção de médicos pode refletir mais um fenômeno de urbanização, do que acesso da população a serviços de saúde (Dados, 1996).

Pode-se supor, ainda, que há maior associação com áreas urbanizadas, marcadamente as industrializadas, dado o coeficiente positivo para a variável “secunda” e o coeficiente negativo para a variável “terciar”.

Por outro lado, existe correlação entre as variáveis “Gini” e “CMI”. Para ambas, obteve-se um coeficiente positivo, que sugere uma associação com concentração de renda e fatores

socioeconômicos estruturais. O relacionamento entre estas variáveis é sugerido, também, pela composição do segundo fator da ACP. Este relacionamento entre concentração de renda e mortalidade infantil é sustentado por outros autores (Victora e cols., 1989)

Por fim, observa-se um coeficiente negativo em relação à "Freztot" (principal variável preditora na regressão simples) que é consistente com o modelo teórico proposto. Hipoteticamente, pode-se supor que aqueles que dispunham de recursos financeiros para possuir um freezer em 1991, já deviam ter uma geladeira em período anterior, garantindo um efeito de proteção contra câncer de estômago, além de possuir outros bens de consumo (portanto, maior renda).

No entanto, esta variável apresenta correlação negativa com todas as demais na matriz de correlação, bem como uma distribuição negativa e similar nos dois fatores da ACP. Portanto, a proporção de domicílios com freezer pode estar indicando que, em algumas áreas rurais, pode-se encontrar desenvolvimento socioeconômico com menor concentração de renda. Tal afirmativa necessita do suporte de outros estudos específicos relacionados a variáveis agrárias.

De modo geral, os resultados do estudo 3 estão consistentes com a literatura examinada e com o modelo teórico explicativo para a mortalidade por câncer de estômago, onde alguns fatores socioeconômicos parecem desempenhar papel relevante, provavelmente, associados e interdependentes a outros fatores como raça, hábitos alimentares e conservação de alimentos (substituição do sal pela refrigeração). Corella e cols (1993), por exemplo, em um estudo ecológico, encontraram diferenças nas taxas de mortalidade entre regiões da Espanha devidas a diferentes padrões alimentares e, em menor medida, por diferenças sociais. Sichieri e cols. (1996) em outro estudo ecológico sobre alimentação e taxas de mortalidade por câncer em 10 capitais brasileiras, observaram variação das taxas de mortalidade entre capitais (Belém apresentou taxas 3,3 vezes maiores que Recife para o sexo masculino) e uma forte correlação negativa entre ingestão de vitamina C e frutas e taxas de mortalidade por câncer gástrico. Afirmam, ainda, que há forte associação entre hábitos alimentares e fatores socioeconômicos agregados. Koifman & Koifman

(1997), ao realizarem estudo exploratório, utilizando-se de análise fatorial e por conglomerados, sugeriram que a heterogeneidade na disponibilidade de geladeiras na década de 70 pode ter desempenhado papel importante sobre a incidência de câncer de estômago em 5 cidades brasileiras.

Enfim, este modelo ecológico de estudo permite, a baixo custo, estimar áreas ou grupos de risco que possam ser alvo de políticas públicas de prevenção, diagnóstico precoce e tratamento ou ,ainda, de melhoria da qualidade de vida dos pacientes portadores desta patologia. Neste caso, em especial, é possível conformar um perfil de risco microrregional para mortalidade por câncer de estômago, no sexo masculino, em Santa Catarina, caracterizado por área urbanizada e industrializada com alta concentração de renda e mortalidade infantil e pequena proporção de domicílios com freezers.

9. CONCLUSÕES

As principais conclusões decorrentes dos estudos empíricos permitem responder às perguntas propostas no início deste trabalho.

Assim, as neoplasias malignas parecem ter papel importante e crescente no quadro epidemiológico de Santa Catarina. O incremento das taxas de mortalidade por neoplasias malignas em geral e de diversas localizações, para ambos os sexos, nos anos estudados, bem como a magnitude das taxas de algumas localizações comparadas com as de outros países americanos e de outras regiões dos demais continentes, colocam a necessidade de implementação de políticas públicas para o enfrentamento deste problema.

Com relação às taxas de mortalidade por câncer de estômago, em indivíduos do sexo masculino, pôde-se constatar que existem importantes diferenças regionais, com regiões que possuem taxas a 3 ou 4 vezes maiores que outras. Estas diferenças entre taxas podem ser explicadas, parcialmente, por características socioeconômicas estruturais de cada região. Mediante a construção de um modelo composto por 6 variáveis socioeconômicas, demográficas e médico-assistenciais, foi possível prever 87% da variância das taxas de mortalidade por câncer de estômago em nível regional. Com base nesse modelo, é possível se configurar um perfil de risco microrregional para mortalidade por câncer de estômago, caracterizado por área urbanizada e industrializada, com altas concentração de renda e mortalidade infantil e pequena proporção de domicílios com freezer.

Por fim, ainda que nos estudos empíricos não se tivesse por objetivo analisar a qualidade das informações de mortalidade, pode-se concluir que é possível (e recomendável) o uso destas informações, inclusive como um estímulo para seu constante aperfeiçoamento. Também, pode-se reiterar que estudos ecológicos permitem, com baixo custo, explorar hipóteses e sugerir medidas coletivas de prevenção.

10. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABREU, E. A prevenção primária e a detecção do câncer de estômago. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.13, Suplemento n.1, p.105-108, 1997.
- ARAÚJO, J.D. Polarização epidemiológica no Brasil. *Informe Epidemiológico SUS*, v.1, n.2, p.5-16, Jul,1992.
- BARKER, D.J.P., COGGON, C., OSMOND, C. et al. Poor housing in childhood and high rates of stomach cancer in England and Wales. *British Journal of Cancer*, v.61, p.575-578, 1990.
- BERQUÓ, E.S. Fatores estáticos e dinâmico: mortalidade e fecundidade. In: SANTOS, J.L.F., LEVY, M.S.F., SZMRECSANYI, T. *Dinâmica de População*. São Paulo: T.A. Queiroz, 1980. p.21-85.
- BOSCHI, C.; COLEMAN, M.P., CASTILHO, E.A. Diferenciais regionais de mortalidade por câncer no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, 1979-1981. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.25, n.4, p.267-75, 1991.
- BOUCHARDY, C., PARKIN, D.M., KHLAT, M. et al. Education and mortality from cancer in São Paulo, Brazil. *Annals of Epidemiology*, v.3, p.64-70, 1993.
- BOYLE, P., PARKIN, D.M. Métodos estatísticos aplicáveis a registros. In: BRASIL. Ministério da Saúde, Pró-Onco. *Registro de câncer: princípios e métodos*. Rio de Janeiro: Pró-Onco, 1995
- BRASIL. Ministério da Saúde. *Estatísticas de mortalidade*. Brasília: Divisão Nacional de Epidemiologia, 1985.
- _____. Ministério da Saúde. Programa de Oncologia. *Controle do câncer: uma proposta de integração ensino-serviço*. Rio de Janeiro: Pró-Onco, 1990.
- _____. Ministério da Saúde. *Análise de mortalidade: delineamentos básicos*. Brasília: Fundação Nacional de Saúde, Coordenação de Informações Epidemiológicas, 1991. 85p.

- _____. Ministério da Saúde. *Bases para a implantação de um programa de controle do tabagismo*. Rio de Janeiro: Instituto Nacional do Câncer, Coordenação Nacional de Controle de Tabagismo e Prevenção Primária de Câncer, 1996. 69p.
- _____. Ministério da Saúde. *Estatísticas de Mortalidade*: Brasil, 1991. Brasília: CENEPI, Fundação Nacional de Saúde, 1996. 553p.
- BREILH, J., GRANDA, E. *Investigação da saúde na sociedade*: guia pedagógico sobre um novo enfoque do método epidemiológico. São Paulo: Instituto de Saúde, 1986.
- BRITO, A.V. Câncer de estômago: fatores de risco. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.13, p.39-52, 1997. Suplemento n.1.
- COLLINS, F.S., TRENT, J.M. Cancer genetics. In: HARRISON, T.R. *Harrison's principles of internal medicine* / editors Anthony S. Fauci ... [et al.]. - 14th. ed. - New York : McGraw-Hill, 1998. 2v. : il.
- CORELLA, D., CORTINA, P., GUILLEN, M. et al. Dietary habits and geographic variation in stomach cancer mortality in Spain. *European Journal of Cancer Prevention*, v.5, p.249-257, 1996.
- CORREA, P. Human gastric carcinogenesis: a multistep and multifactorial process. *Cancer Research*, v. 52, p.6735-6740, 1992.
- DADOS. *Perfil dos médicos*. Rio de Janeiro: FIOCRUZ, n.19, jun. 1996.
- DOCKERTY, J.D., MARSHALL, S., FRASER, J. et al. Stomach cancer in New Zealand: time trends, ethnic group differences and a cancer registry-based case-control study. *International Journal of Epidemiology*, v.20, p. 45-53, 1991.
- DOLL, R., PETO, R. . The causes of cancer: quantitative estimates of avoidable risk of cancer in the United States today. *Journal of National Cancer Institute*, v.66, p.1191-1265, 1981.
- DOLL, R. Diet and Cancer. *The Proceedings of the Nutrition Society*, v.49, p.119-31, 1990.

- DRUMMOND JÚNIOR, M. *Mortalidade evitável do adulto*: desigualdades socio-espaciais no município de São Paulo. Campinas, 1996. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública) – Faculdade de Ciências Médicas, UNICAMP.
- DUNCAN, B.B., SCHIMIDT, M.I., SHIMITZ, M., OTT, E.A. Tendencies in mortality in Rio Grande do Sul, Brazil, 1970-1985. *Ciência e Cultura*, v.44, p.362-367, 1992.
- ESTÈVE, J., BENHAMOU, E., RAYMOND, L. *Statistical methods in cancer research*. Lyon: IARC Scientific Publications n.128, 1994. 4 v. V. 4 : Descriptive epidemiology.
- FAGGIANO, F., LEMMA, P., COSTA, G., et al. Cancer mortality by educational level in Italy. *Cancer Causes and Control*, v.6, p.311-320, 1995.
- FENTON, R.G., LONGO, D.L. Cell biology of cancer. In: HARRISON, T.R. *Harrison's principles of internal medicine* / editors Anthony S. Fauci ... [et al.]. - 14th. ed. - New York : McGraw-Hill, 1998. 2v. : il.
- FONSECA, L.A., LAURENTI, R. Qualificação da certificação médica da causa de morte em São Paulo, Brasil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.8, n.1, p.21-9, 1974.
- FONSECA, L.A.M. A evolução das doenças neoplásicas. In: MONTEIRO, C.A. (Org). *Velhos e novos males da saúde pública no Brasil: a evolução do país e suas doenças*. São Paulo: Hucitec, 1995. p. 268-278.
- FRANCO, E.L., CAMPOS FILHO, N., VILLA, L.L et al. Correlation patterns of cancer relative frequencies with some socioeconomic and demographic indicators in Brazil: an ecologic study. *International Journal of Cancer*, v.41, p.24-29, 1988.
- FRANCO, E.L. Cancer epidemiology: substance and methods. *Ciência e Cultura* v.46, n.1/2, p.46-62, Jan./Abr. 1994.
- FRENK, J., FREJKA, T., BOBADILLA, J.L. et al. La transición epidemiológica en América Latina. *Boletim da Oficina Sanitária Panamericana*, v.111, p.485-496, 1991.

- GLASSER, J.H. The quality and utility of death certificate data. *American Journal of Public Health*, v.71, n.3, p.231-33, 1981.
- GOTLIEB, S.L.D. Mortalidade em migrantes japoneses residentes no município de São Paulo, Brasil, 1990. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.24, n.6, p.453-67, 1990.
- HAIR, J.F., ANDERSON, R.E., TATHAM, R.L. et al. *Multivariate data analysis with readings*. 4 ed. New Jersey: Prentice Hall, 1995.
- HECKMANN, I.C., CANANI, L.H., SANT'ANNA, U.L. et al. Análise do preenchimento de declarações de óbitos em localidade do estado do Rio Grande do Sul, (Brasil), 1987. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.23, n.4, p.292-297, 1989.
- HOEL, D.G., DAVIS, D.L., MILLER, A.B. et al. Trends in cancer mortality in 15 industrialized countries, 1969-1986. *Journal of National Cancer Institute*, v. 84, p.313-320, 1992.
- HOWSON, C.P.; HIYAMA, T., WINDER, E.L. The decline in gastric cancer: epidemiology of a unplanned triumph. *Epidemiologic Reviews*, v.8, p.1-27, 1986.
- IBGE. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico de 1991*. Rio de Janeiro: IBGE, 1991.
- ILLSLEY, R. Comparative review of sources, methodology and knowledge. *Social Science and Medicine*, v.31, p. 229-236, 1990.
- JEYARATNAM, J. Transfer of hazardous industries. In: PEARCE, N., MATOS, E., VAINIO, H., BOFFETTA, P. et al. (Eds). *Occupational cancer in developing countries*. Lyon: IARC Scientific Publications n.129, 1994. p.23-35.
- KOGEVINAS, M., MARMOT, M.G., FOX, A.J. et al. Socioeconomics differences in cancer survival. *Journal of Epidemiology and Community Health*, v.45, p.216-219, 1991.
- KOIFMAN, S. Incidência de câncer no Brasil. In: MINAYO, M.C.S. (Org). *Os muitos Brasis: saúde e população na década de 80*. São Paulo: Hucitec, 1995. p.143-176.

- KOIFMAN, R.J., KOIFMAN, S. Stomach cancer incidence in Brazil: an ecologic study with selected risk factors. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.13, p.85-92, 1997. Suplemento n.1.
- KUNST, A.E., MACKENBACH, J.P. *Measuring socio-economic inequalities in health*. Copenhagen: WHO-Regional Office for Europe, 1994. 117 p.
- LA VECCHIA, C., LUCCHINI, F., NEGRI, E. et al. Trends in cancer mortality in the Americas, 1955-1989. *European Journal of Cancer*, v.29A, n.3, p.431-70, 1993.
- LATORRE, M.R.D.O. A mortalidade por câncer de estômago no Brasil: análise do período de 1977 a 1989. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.13, p.67-78, 1997. Suplemento n.1.
- LAURELL, A.C. A saúde-doença como processo social. In: Nunes, E.D. (Org). *Medicina social. Aspectos históricos e teóricos*. São Paulo: Global, 1983. p. 143-158.
- LAURENTI, R. MELLO JORGE, M.H.P., LEBRÃO, M.L., et al. *Estatísticas de saúde*. São Paulo: EPU, 1985.
- LESSA, I., MENDONÇA, G.A.S., TEIXEIRA, M.T.B. Doenças crônicas não-transmissíveis no Brasil: dos fatores de risco ao impacto social. *Boletim da Oficina Sanitária Panamericana*, v.120, n.5, p.389-413, 1996
- LIBERATOS, P., LINK, B.G., KELSEY, J.L. The measurement of social class in epidemiology. *Epidemiologic Reviews*, v.10, p. 87-121, 1988.
- LIBERMAN, M.W., LEBOVITZ, R.M. Neoplasia. In: KISSANE, S.M. (Ed.). *Anderson's Pathology*. St.Louis: CV Mosby Company, 1990. 2 v. p. 566-614.
- LOTUFO, P.A., LOLIO, C.A. Tendência da mortalidade por doenças isquêmicas do coração no estado de São Paulo, 1970-1989. *Arquivos Brasileiros de Cardiologia*, v.61, p.149-153, 1993.
- MAC MAHON, B., PUGH, T.F. *Princípios y métodos en epidemiologia*. 2 ed. México D.F.: La Prensa Medica Mexicana, 1988.

- MATOS, E.L.; LORIA, D.I., VILENSKY, M. Cancer mortality and poverty in Argentina: a geographical correlation study. *Cancer Epidemiology, Biomarkers & Prevention*, v.3, p.213-218, 1994.
- MAYER, R.J. Gastrointestinal tract cancer. In: HARRISON, T.R. *Harrison's principles of internal medicine* / editors Anthony S. Fauci ... [et al.]. - 14th. ed. - New York : McGraw-Hill, 1998. 2v. : il.
- MENDONÇA, G.A.S. Evolução da mortalidade por câncer de estômago no estado do Rio de Janeiro: uma comparação entre a região metropolitana e o interior no período de 1979 a 1986. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.13, p.85-92, 1997. Suplemento n.1.
- MESSITE, J., STELLMAN, S.D. Accuracy of death certificate completion: the need for formalized physician training. *JAMA*, v.275, n.10, p.794-796, mar, 1996.
- MONTEIRO, G.T.R.; KOIFMAN, R.J., KOIFMAN, S.. Confiabilidade e validade dos atestados de óbito por neoplasias. I. Confiabilidade da codificação para o conjunto das neoplasias no Estado do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.13, p.39-52, 1997. Suplemento 1.
- _____. Confiabilidade e validade dos atestados de óbito por neoplasias. II. Validação do câncer de estômago como causa básica dos atestados de óbito no Município do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.13, p.53-66, 1997. Suplemento 1.
- MORAES, M.F., SOUZA FILHO, O. Câncer Gástrico. In: MORAES, M.F. (Ed). *Princípios de Cirurgia Oncológica*. São Paulo: Atheneu, 1996.
- MORGENSTERN H. Uses of ecologic analysis in epidemiologic research. *American Journal of Public Health*, v.72, p.1336-44, 1982.
- OLIVEIRA, L.A.P., MENDES, M.M.S. Mortalidade infantil no Brasil: uma avaliação de tendências recentes. In: MINAYO, M.C.S. (Org.). *Os Muitos Brasis: saúde e população na década de 80*. São Paulo: Hucitec, 1995. p. 291-303.

- OSHIMA, A., HIRATA, N., UBUKATA, T. et al. Evaluation of a mass screening program for stomach cancer with a case-control study design. *International Journal of Cancer*, v.38, p.829-833, 1986.
- PARK, M., WOUDE G.F.V. Principles of molecular cell biology of cancer: oncogenes. In.: DE VITA JR., V.T., HELLMAN, S., ROSENBERG, S.A. . *Cancer: principles and practice of oncology*. Philadelphia: JB Lippincott, 1989.
- PATEL, M., MENDALL, M.A., KHULUSI, S. et al. Helicobacter pylori infection in childhood: risk factor and effect on growth. *British Medical Journal*, v.309, p.1119-1123, 1994.
- PEARCE, N.E., HOWARD, J.K. Occupation, social class and male cancer mortality in New Zeland, 1974-78. *International Journal of Epidemiology*, v.15, p.456-62, 1986.
- PERCY, C., STANEK, E., GLOECKLER, L. Accuracy of cancer death certificates and its effect on cancer mortality statistics. *American Journal of Public Health*, v.71, p.242-250, 1981.
- PINTO, F.G., CURI, P.R. Mortalidade por neoplasias no Brasil (1980/1983/1985): agrupamento dos Estados, comportamento e tendências. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.25, n.4, p.276-281, 1991.
- PINTOS, J., FRANCO, E.L., OLIVEIRA, B.V. et al. Maté, coffee and tea consumption and risk of cancers of upper aerodigestive tract in southern Brazil. *Epidemiology*, v.5, n.6, p.583-590,1994.
- PISANI, P.; PARKIN, D.M., FERLAY, J. Estimates of the worldwide mortality from eighteen major cancers in 1985: implications for prevention and projections of future burden. *International Journal of Cancer*, v.55, p.891-903, 1993.
- PORTA, M., GALLEN, M., MALATS, N. et al. Influence of “diagnostic delay”upon cancer survival: an analysis of five tumors sites. *Journal of Epidemiology and Community Health*, v.45, p.225-230, 1991.

- POSSAS, C.A. *Epidemiologia e Sociedade: heterogeneidade estrutural e saúde no Brasil*. São Paulo: Hucitec, 1989.
- PROLLA, J.C.; ACHUTTI, A.C., DIETZ, J. Frequência relativa da mortalidade por neoplasias malignas no Rio Grande do Sul, Brasil, 1970-1980. *Revista da AMRIGS*, Porto Alegre, v.29, n.3, p.208-213, jul.-ago. 1985.
- PROLLA, J.C.; DIETZ, J, COSTA, L.A. Diferenças geográficas na mortalidade por cancer de esôfago no Rio Grande do Sul. *Revista da Associação Médica Brasileira*, v.39, n.4, p.217-220, 1993.
- PUFFER, R.R., GRIFFITH, G.W. *Características de la mortalidad urbana: informe de la investigación interamericana de mortalidad*. Washington D.C.: Organización Panamericana de la Salud, Publicación Científica n. 151, 1968.
- ROBBINS, S. *Patologia estrutural e funcional*. Rio de Janeiro: Interamericana, 1975.
- RUMEL, D. *Indicadores de mortalidade por categoria ocupacional e nível social, estado de São Paulo, 1980-1982*. São Paulo, 1987. Dissertação (Mestrado em Saúde Pública, opção Epidemiologia) – Curso de Pós-Graduação em Saúde Pública, Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo.
- SANTA CATARINA. Secretaria de Estado do Planejamento e Fazenda. *Censo 91- Santa Catarina: primeira avaliação demográfica*. Florianópolis: Documento 5/92, 1992. Mimeo.
- _____. Secretaria de Estado do Desenvolvimento Econômico, Científico e Tecnológico. Diretoria de Estatística e Geoprocessamento. Gerência de Análise Estatística. *Anuário Estatístico de Santa Catarina, 1995*. Florianópolis: IOESP, 1995. 711 p.
- _____. CIASC. *Santa Catarina: Perfil Interativo*. Florianópolis: CIASC, 1997. 1 disco compacto.
- SAWYER, D.O. Mortalidade. In. SANTOS, J.L.F., LEVY, M.S.F., SZMRECSANYI, T. *Dinâmica de População*. São Paulo: TAQueiroz, 1980. p.209-235.

- SCHNITMAN, A. Análise da fidedignidade da declaração da causa básica de morte por câncer em Salvador, Brasil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.24, n.6, p.490-496, 1990.
- SCHWARTZ, S. The fallacy of the ecological fallacy: the potential misuse of a concept and the consequences. *American Journal of Public Health*, v.84, p.819-824, 1994.
- SICHERI, R., LOLIO, C.A., CORREIA, V.R. et al. Geographical patterns of proportionate mortality for the most common causes of death in Brazil. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.26, p.424-430, 1992.
- SICHERI, R., EVERHART, J.E., MENDONÇA, G.A.S. Diet and mortality from common cancers in Brazil: an ecological study. *Cadernos de Saúde Pública*, Rio de Janeiro, v.12, p. 53-59, 1996.
- SOARES, V.M.N. *Mortalidade por câncer de mama e colo uterino no Estado do Paraná, no período de 1980-87*. Florianópolis, 1991. Dissertação (Mestrado em Enfermagem, especialidade Saúde do Adulto) - Curso de Pós-Graduação em Enfermagem, Universidade Federal de Santa Catarina.
- SORLIE, P.D., ROGOT, E., JOHNSON, N.J. Validity of demographic characteristics on the death certificate. *Epidemiology*, v.3, n.2, p.181-184, Mar., 1992.
- SORLIE, P.D., JOHNSON, N.J. Validity of education information on the death certificate. *Epidemiology*, v.7, n.4, p.437-439, Jul., 1996.
- STROZZI, G.M., STROZZI, J.B., SOUZA, M.L. et al. Estudo de causa básica de óbitos de menores de 15 anos, ocorridos em Hospital de Florianópolis, SC (Brasil), 1982. *Revista de Saúde Pública*, São Paulo, v.19, p.123-132, 1985.
- SUSSER, M. The logic in ecological: I. The logic of analysis. *American Journal of Public Health*, v.84, p.825-829, 1994.

TOMATIS, L. Poverty and Cancer. In: KOGEVINAS, M., PEARCE, N., SUSSER, M. et al. (Eds). *Social Inequalities and Cancer*. Lyon: IARC Scientific Publications n.13, 1997. p.25-40.

VAINIO, H., MOLLER, H. Mechanisms of carcinogenesis and molecular epidemiology. *European Journal of Cancer*, v.29, n.9, p. 1226-1227, 1993

VICTORA, C.G., BARROS, F., VAUGHAN, J.P. *Epidemiologia da Desigualdade*. São Paulo: Hucitec, 1989.

ESTUDO 1

"MAGNITUDE DA MORTALIDADE POR NEOPLASIAS MALIGNAS EM SANTA CATARINA (BRASIL), 1980 E 1991."

AUTORES/INSTITUIÇÕES:

1. Ernani Tiaraju de Santa Helena

Universidade Regional de Blumenau

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Comunitária

2. Nelson Blank

Universidade Federal de Santa Catarina

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Pública

RESUMO

O quadro epidemiológico nacional se caracteriza pela polarização epidemiológica, que é marcada por um crescimento da importância das doenças cardiovasculares e das neoplasias malignas. O objetivo deste estudo é determinar a magnitude da mortalidade por neoplasias malignas em Santa Catarina, Brasil. Observa-se um aumento das taxas de mortalidade por neoplasia maligna entre os anos de 1980 e 1991 (86,46 para 98,25, com uma Razão de Taxas=1,14 IC95% 1,07-1,20). As neoplasias malignas, entre o sexo masculino, tiveram uma alternância entre câncer de estômago na primeira posição em 1980 (24,25 em 1980 e 22,02 em 1991, com RT=0,89; 0,80-0,99), e câncer de pulmão em segunda posição, em 1980, para a primeira em 1991 (22,53 em 1980 e 27,81 em 1991, RT=1,23; 1,11-1,37). As neoplasias que apresentaram maior crescimento nas taxas de mortalidade, no sexo masculino, foram boca e próstata (RT=1,39; 1,14-1,69). No sexo feminino, tivemos um declínio das taxas de mortalidade por câncer de estômago (RT=0,82; 0,69-0,98), incremento do câncer de pulmão (RT=1,26; 1,02-1,55) e câncer renal (RT=3,03; 1,41-6,48) e estabilização do câncer ginecológico (Mama RT=1,01; 0,80-1,20 e Útero RT=1,11; 0,92-1,34), sendo estes últimos os de maior magnitude. As neoplasias malignas se apresentam como um problema de saúde pública para o estado, apresentando taxas de mortalidade crescentes e elevadas, que merecem estudos para estabelecer os principais fatores de risco e políticas públicas de prevenção.

Descritores: Neoplasias malignas, epidemiologia. Mortalidade.

ABSTRACT

The Brazilian epidemiological profile is marked by epidemiological polarization, with maintenance of infectious disease and increasing magnitude of malignant neoplasia and cardiovascular disease. The aim of this study is to determine the magnitude of malignant neoplasia in Santa Catarina State, Brazil. Malignant neoplasia mortality rates rose in 1991(98,25/100.000hab) compared with 1980 (86,46/100.000hab.) with Rate Ratio 1,14 (CI95% 1,07-1,20). Among males, stomach cancer had higher mortality rates in 1980(24,25/100000) and declined in 1991(22,02/100000) RR=0,89; 0,80-0,99; in 1991, lung cancer was the major cause of cancer death (22,53/100000 in 1980 to 27,81 in 1991, RR=1,23; 1,11-1,37). Upper digestive tract (mouth and pharynx, except esophagus) and prostate cancers also rose significantly (RR=1,39; 1,14-1,69). Among females, stomach cancer presented declining mortality rates (RR=0,82; 0,69-,098), but lung cancer (RR=1,26; 1,02-1,55) and kidney cancer (RR=3,03; 1,41-6,48) rates rose. Gynecological cancers were the major cause of cancer deaths in females, with breast cancer (RR=1,01; 0,80-1,20) and uterine cancer, including cervical, (RR=1,11; 0,92-1,34) holding steady during this period. Malignant neoplasia represents an important health problem, presenting high and increasing mortality rates, and should be continuously studied to be better understood and prevented.

Key-words: Malignant neoplasia, epidemiology. Mortality.

1. INTRODUÇÃO

O Brasil vem apresentando uma modificação do perfil de morbi-mortalidade a partir da década de 80 conhecida por "transição ou polarização epidemiológica"^{12, 30}. Isto é, observa-se a manutenção deste perfil durante a década de oitenta (e inclusive um recrudescimento na década de 90) das doenças infecto-contagiosas (padrão este identificado com o dos países subdesenvolvidos), combinado com um acelerado incremento das taxas de morbi-mortalidade das doenças crônicas (diabete, doenças cardiovasculares, neoplasias) e das mortes por causas externas (acidentes e violência), típico das sociedades industrializadas. Esta "polarização epidemiológica" apresenta, além da simultaneidade de padrões, diferenças marcantes no que tange a regiões geográficas e estratos sociais¹.

Assim, as estatísticas de mortalidade do Ministério da Saúde⁶ situam as "Doenças do Aparelho Circulatório" como a principal causa agrupada de óbito em nível nacional, seguida pelas "Neoplasias". A apreciação do quadro regional evidencia a importância da mortalidade por "Doenças do Aparelho Circulatório" em todas as regiões, e, em especial, nas regiões Sul e Sudeste. Na região Sul, as "Neoplasias" representam a segunda causa e as "Doenças infecciosas e parasitárias" a sexta causa agrupada de morte, enquanto que, no Norte/Nordeste, as "Doenças infecciosas e parasitárias" ocupam o segundo e terceiro lugares, respectivamente, e as "Neoplasias", a sexta posição. Diversos autores têm assinalado, ainda, a importância do grupo das "Neoplasias" como causa de morte, tanto no plano nacional^{16,19,21,26}, quanto em diversos estados da federação e suas regiões^{2,31,32,38}.

O estado de Santa Catarina, um dos estados da Região Sul do Brasil, conta com uma superfície de 95.442,9 km². Essa área corresponde a 1,12 % do território brasileiro e a 16,57% da área da Região Sul; é o 11º estado mais populoso, correspondendo a 3% da população brasileira, com taxa de crescimento geométrica média de 2,1%. Representa, do ponto de vista econômico, importante pólo exportador nas áreas de agroindústrias e indústrias metal-mecânicas, madeireiras, ceramistas e têxteis, além do turismo em franco desenvolvimento³⁵.

Apesar de contar com indicadores socioeconômicos e de saúde acima da média nacional, o estado de Santa Catarina não apresenta estudos que descrevam e analisem a mortalidade por doenças crônicas e, em especial, por neoplasias malignas. Uma vez que a mortalidade pode apresentar diferenças quantitativas (número de óbitos) e qualitativas (causas dos óbitos), associadas às desigualdades socioeconômicas, o estudo descritivo destas informações permite uma avaliação indireta de certas condições sanitárias e sociais em um local e período de tempo específicos^{17,36,42}.

Assim, o presente estudo tem por objetivo descrever a mortalidade por neoplasias malignas, no estado de Santa Catarina, nos anos de 1980 e 1991, respondendo às seguintes questões:

Qual a importância das doenças crônicas, em especial das neoplasias malignas, no quadro epidemiológico de Santa Catarina nos anos em estudo?

Existem diferenças entre os sexos em relação às taxas de mortalidade por diversas neoplasias malignas?

Quais as neoplasias malignas cujas taxas de mortalidade entre 1980 e 1991 tiveram as maiores variações em relação à sua magnitude?

2. MATERIAIS E MÉTODOS

Este é um estudo descritivo que utilizou dados das Declarações de Óbito, processadas pela Gerência de Informática da Secretaria de Estado da Saúde de Santa Catarina. Foram estudados os óbitos não fetais, por faixa etária e sexo, ocorridos em pessoas residentes em Santa Catarina nos anos de 1980 e 1991^{4,5}.

Com o objetivo de se minimizar as possíveis variações sazonais e temporais, foram tomadas as médias aritméticas dos óbitos ocorridos nos anos de 1979, 1980 e 1981, bem como 1990, 1991, 1992 (respectivamente, 19310 e 23120 mortes).

A causa básica dos óbitos foi estabelecida e codificada de acordo com a Classificação Internacional de Doenças - 9ª Revisão (CID-9)²⁴, por profissionais de saúde da Secretaria de Estado da Saúde previamente treinados pelo Centro Brasileiro de Classificação de Doenças. As causas de óbito foram agrupadas de acordo com os 17 capítulos da CID-9, a saber: Doenças Infecciosas e Parasitárias (001-139), Neoplasias (140-239), Doenças das Glândulas Endócrinas, da Nutrição e do Metabolismo e Transtornos Imunitários (240-279), Doenças do Sangue e dos Órgãos Hematopoiéticos (280-289), Transtornos Mentais (290-319), Doenças do Sistema Nervoso e dos Sentidos (320-389), Doenças do Aparelho Circulatório (390-459), Doenças do Aparelho Respiratório (460-519), Doenças do Aparelho Digestivo (520-579), Doenças do Aparelho Geniturinário (580-629), Complicações da Gravidez, do Parto e do Puerpério (630-676), Doenças da Pele e do Tecido Celular Subcutâneo (680-709), Doenças do Sistema Osteomuscular e do Tecido Conjuntivo (710-739), Anomalias Congênitas (740-759), Algumas Afecções originadas no período Perinatal (760-779), Sintomas, sinais e afecções mal-definidas (780-799), Causas Externas (800-999).

Como alternativa de agregação das causas de óbito, utilizou-se a Lista Brasileira de Mortalidade (CID-Br2), uma vez que o agrupamento é feito com base em um enfoque epidemiológico orientado para medidas de controle⁷. Além disso, foi feita uma redistribuição dos

óbitos por “Sintomas, sinais e afecções mal-definidas” (21,0% em 1980 e 15,8% em 1991) entre todos os outros grupos de causas, a fim de diminuir a magnitude de uma possível subestimativa do risco de morte. Excluiu-se deste ajuste o grupo das “Causas externas”, uma vez que estas costumam ser corretamente agrupadas por razões médico-legais, sendo, praticamente, nulos os acidentes ou violências colocadas no grupo dos “Sintomas, sinais e afecções mal-definidas”⁷.

Foram utilizadas as seguintes medidas³:

I. Para as causas agrupadas:

1. Mortalidade proporcional (número de óbitos por uma causa específica em relação ao número total de óbitos);

2. Taxa de Mortalidade por 100.000 habitantes, padronizada pelo método direto, tomando a população mundial como referência;

3. Razão da Mortalidade Proporcional, padronizada pelo método indireto, tomando como referência a população de 1980, com intervalo de confiança de 95%;

4. Razão das Taxas de Mortalidade Padronizadas, com um intervalo de confiança de 95%, por aproximação de Poisson.

II. Para as neoplasias:

1. Taxas de Mortalidade por 100.000 habitantes, padronizadas pelo método direto, tomando a população mundial como referência, para os seguintes grupos de neoplasias malignas: boca e orofaringe (140-149), esôfago (150), estômago (151), cólon e reto (153-154), fígado (155), pâncreas (157), laringe (161), pulmão (162), melanoma (172), mama (174), colo de útero e não especificado (179-180), próstata (185), bexiga (188), rins (189), leucemias (204-208), linfomas (200-202) e não especificadas (199 e 239).

2. Razão de Taxas de Mortalidade Padronizadas, com um intervalo de confiança de 95%, com aproximação de Poisson.

Foram tomadas as seguintes populações como denominadores para o cálculo das taxas de mortalidade:

* População de Santa Catarina em 1980, por sexo e faixa etária⁴ ;

* População de Santa Catarina em 1991, por sexo e faixa etária⁵.

3. RESULTADOS

Os resultados são apresentados, separadamente, para as causas agrupadas como um todo (I) e para as neoplasias malignas (II)

I. Mortalidade por causas agrupadas

A análise da mortalidade proporcional situa as "Doenças do Aparelho Circulatório" como a primeira causa agrupada de óbito nos dois anos de estudo (34,7 % em 1980 e 35,7 % em 1991). As "Causas Externas" ocupam a segunda posição em 1980 (13,8%) e as "Neoplasias", a terceira (12,2%). Em 1991, observa-se uma inversão de posições. Apesar do crescimento da mortalidade proporcional por "Causas Externas" (15,5%), as "Neoplasias" assumem a segunda posição com 16,1%. Merecem, ainda, destaque as "Doenças do Aparelho Respiratório", na quarta posição (10,8% em ambos os anos) e as "Doenças do Aparelho Digestivo", na quinta posição (3,77% em 1980 e 4,73% em 1991).

Analisando os perfis de mortalidade por grupos etários, observa-se um incremento da mortalidade proporcional entre os dois anos de estudo, principalmente na faixa etária de "50 anos e mais", para os grupos de causas "Doenças do Aparelho Circulatório" e "Neoplasias". Por outro lado, verifica-se um marcado declínio da mortalidade proporcional nos grupos de "menores de 1 ano" (de 19,70 em 1980 para 8,53 em 1991) e entre "1 a 4 anos"(de 3,33 em 1980 para 1,59 em 1991), em especial para os grupos de "Afecções originadas no período perinatal", "Doenças Infecciosas e Parasitárias" e "Doenças do Aparelho Respiratório". Na faixa etária de "20 a 49 anos", verifica-se

um aumento para as "Causas Externas", "Complicações da Gravidez, Parto e Puerpério", "Doenças Infeciosas e Parasitárias", "Doenças do Sangue e Órgãos Hematopoiéticos", "Doenças do Sistema Nervoso" e "Doenças do Aparelho Respiratório".

A Razão da Mortalidade Proporcional entre os dois anos de estudo, padronizada pela população de 1980, é mostrada na Tabela 1. Os grupos de "Transtornos Mentais" e "Doenças do Sistema Endócrino e Imunitário" apresentaram as razões mais elevadas. As "Neoplasias" se situaram num patamar de crescimento intermediário juntamente com as "Doenças do Aparelho Digestivo". As "Afecções Originadas no Período Perinatal" e as "Doenças Infeciosas e Parasitárias" foram os grupos que apresentaram menor incremento da mortalidade proporcional entre os anos estudados.

Tabela 1 - Razão da Mortalidade Proporcional Padronizada(RMPP) por causas agrupadas da CID-9⁽¹⁾, Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Causas Agrupadas | RMPP | Intervalo |
|---------------------------------------|-------------|---------------------|
| Capítulo CID-9 | | de Confiança |
| Transtornos Mentais | 194.3 | 170.5 - 221.5 |
| Sistema Endócrino e Imunitário | 140.8 | 135.2 - 146.7 |
| Neoplasias | 131.5 | 129.1 - 133.9 |
| Digestivo | 125.4 | 120.9 - 130.0 |
| Externas | 112.1 | 110.3 - 114.0 |
| Aparelho Circulatório | 103.2 | 102.2 - 104.2 |
| Respiratório | 100.3 | 97.9 - 102.6 |
| Genito-Urinário | 90.7 | 85.4 - 96.5 |
| Anomalias Congênicas | 90.6 | 85.4 - 96.1 |
| Osteomuscular | 84.9 | 67.5 - 107.1 |
| Sist. Nervoso e Órgãos dos Sentidos | 84.4 | 78.8 - 90.3 |
| Pele | 77.9 | 55.4 - 109.6 |
| Sangue | 74.3 | 62.3 - 88.6 |
| Compl. gravidez, parto, puerpério (2) | 67.7 | 82.3 - 55.6 |
| Afecções do Período Perinatal | 57.2 | 55.5 - 58.9 |
| Doenças Infeciosas Parasitárias | 40.7 | 39.0 - 42.5 |

Fonte: GEINF/SES, 1997

(1)Excluídas causas mal-definidas e ignoradas

(2)Calculadas somente para o sexo feminino

A tabela 2 apresenta as taxas de mortalidade por 100.000 habitantes, segundo causas agrupadas para os anos de 1980 e 1991. As posições ocupadas pelas causas agrupadas são semelhantes às observadas na mortalidade proporcional, permanecendo o grupo das "Doenças do Aparelho Circulatório" em primeiro e as "Neoplasias" em segundo lugar. O grupo das "Causas Externas" ocupou a quarta posição em 1980 e a terceira em 1991, seguido das "Doenças do Aparelho Respiratório". Estas quatro causas agrupadas representam, portanto, as de maior magnitude. Contudo, deve-se atentar para as variações ocorridas entre os anos de estudo. Assim, entre os grupos de causas de maior magnitude, o das "Neoplasias" foi o que apresentou o maior crescimento. Dentre as demais causas agrupadas com magnitude intermediária que apresentaram incremento, observam-se as "Doenças do Sistema Endócrino e Imunitário", como consequência da epidemia de AIDS e as "Doenças do Aparelho Digestivo", devido ao aumento nos óbitos por "Transtornos do Fígado e Cirrose" e das "Hemorragias do Trato Gastrointestinal". Por fim, destaca-se o maior incremento no grupo dos "Transtornos Mentais" devido ao acentuado aumento da "Síndrome de Dependência de Álcool", que pode apresentar-se como causa associada no incremento das "Doenças do Aparelho Digestivo".

Os grupos que apresentaram maior declínio, no período estudado, foram o das "Doenças Infeciosas e Parasitárias", e, a seguir, o das "Afecções Originadas no Período Perinatal". Este declínio pode ser explicado, em parte, por melhorias nas condições gerais de vida e assistência à saúde.

Tabela 2 - Taxas de Mortalidade por 100.000 habitantes, padronizada por idade para causas agrupadas por capítulo CID-9, e razão das taxas Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Causas Agrupadas(*) | 1980 | | 1991 | | Razão 91/80 | |
|----------------------|------------|------------------------|------------|------------------------|-----------------|------------------------|
| | Taxas | Intervalo de Confiança | Taxas | Intervalo de Confiança | Razão | Intervalo de Confiança |
| CardioVascular | 331.79 (1) | 324.49 - 339.08 | 281.18 (1) | 276.04 - 286.33 | 0.85 | 0.82 - 0.87 |
| Neoplasias | 107.46 (2) | 103.19 - 111.74 | 118.16 (2) | 114.23 - 122.09 | 1.10(4) | 1.04 - 1.16 |
| Externas | 79.52 (4) | 75.05 - 84.00 | 81.11 (3) | 76.67 - 85.54 | 1.02 | 0.94 - 1.10 |
| Respiratório | 80.62 (3) | 79.23 - 85.01 | 80.70 (4) | 77.50 - 83.90 | 1.00 | 0.94 - 1.07 |
| Digestivo | 30.69 (7) | 28.29 - 33.09 | 34.05 (5) | 31.94 - 36.15 | 1.11(3) | 1.01 - 1.22 |
| Endocrino/Imunitário | 20.92 (8) | 18.76 - 23.08 | 26.69 (6) | 24.79 - 28.59 | 1.28(2) | 1.13 - 1.44 |
| Afecções Perinatais | 35.07 (6) | 31.05 - 39.09 | 22.39 (7) | 19.17 - 25.60 | 0.64 | 0.53 - 0.77 |
| DIP | 45.64 (5) | 41.61 - 45.64 | 20.60 (8) | 18.25 - 22.95 | 0.45 | 0.39 - 0.52 |
| Genito-Urinário | 15.86 (9) | 14.12 - 17.59 | 13.03 (9) | 11.83 - 14.23 | 0.82 | 0.71 - 0.95 |
| Anomalias Congênitas | 8.69 (10) | 6.72 - 10.67 | 8.74 (10) | 6.77 - 10.70 | 1.00 | 0.73 - 1.38 |
| Sistema Nervoso | 8.66 (11) | 6.93 - 10.40 | 8.04 (11) | 6.63 - 9.45 | 0.93 | 0.71 - 1.21 |
| Transtornos Mentais | 1.39 | 0.85 - 1.92 | 2.30 | 1.63 - 2.97 | 1.66 (1) | 1.03 - 2.67 |
| Sangue | 1.84 | 1.15 - 2.54 | 1.34 | 0.85 - 1.84 | 0.73 | 0.43 - 1.25 |
| Osteomuscular | 0.99 | 0.52 - 1.46 | 0.77 | 0.41 - 1.12 | 0.77 | 0.40 - 1.51 |
| Pele | 0.58 | 0.24 - 0.92 | 0.44 | 0.23 - 0.64 | 0.75 | 0.34 - 1.66 |

Fonte: GEINF/SES, 1997 (*)Excluídas causas mal-definidas

As razões em negrito apresentam IC diferente de 1. Os números entre parênteses indicam as razões em ordem decrescente

Na tabela 3, são apresentadas as taxas de mortalidade e a razão das taxas, entre os anos em estudo, para algumas causas de óbitos agrupadas pela Lista Brasileira de Mortalidade (CID-Br2). Em relação às principais causas de óbito no grupo das "Doenças do Aparelho Circulatório", observa-se uma diminuição das taxas das "Doenças da Circulação Pulmonar", a manutenção das taxas de mortalidade para "Doença Isquêmica do Coração" e "Doenças Cerebrovasculares" e um incremento para "Doenças Hipertensivas", que podem estar evidenciando uma melhoria no registro da causa básica de óbito deste grupo. Por outro lado, verifica-se um incremento das taxas para as doenças crônicas ("Neoplasias Malignas", "Diabete Melitus", "DPOC" e "Doença Hipertensiva"), com uma

tendência de crescimento para "Doenças do Fígado e Cirrose", bem como para "violências" ("Acidentes de Trânsito" e "Suicídios", com tendência de crescimento para "Acidentes, exceto trânsito" e "Homicídios"). Também houve uma diminuição das taxas de mortalidade para as "Infecções Respiratórias Agudas", provavelmente devido à diminuição destas taxas nas faixas etárias até 14 anos.

Tabela 3 - Taxa de Mortalidade por 100.000 habitantes, padronizada por idade para causas agrupadas pela Lista Brasileira de Mortalidade (CID Br-2, incluído AIDS) e Razão das Taxas para Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Causas Agrupadas CID Br-2 | Taxas de Mortalidade | | Razão 91/80 | Intervalo de Confiança |
|--------------------------------|----------------------|-------|----------------|---------------------------|
| | 1980 | 1991 | | |
| Doença Circulação Pulmonar | 93.05 | 57.63 | 0.62 | 0.58 – 0.66 |
| Doença Cerebrovascular | 88.74 | 87.37 | 0.98 | 0.93 – 1.04 |
| Neoplasias malignas | 86.46 | 98.25 | 1.14(6) | 1.07 – 1.20 |
| Doença Isquêmica do Coração | 66.24 | 69.18 | 1.04 | 0.98 – 1.11 |
| DPOCs | 24.17 | 35.67 | 1.48(3) | 1.35 – 1.61 |
| Infecções respiratórias agudas | 31.69 | 23.22 | 0.73 | 0.64 – 0.84 |
| Acidente de Trânsito | 23.07 | 31.83 | 1.38(4) | 1.20 – 1.58 |
| Acidentes exceto trânsito | 16.06 | 17.84 | 1.11 | 0.93 – 1.32 |
| Doenças do Trato Urinário | 12.14 | 10.45 | 0.86 | 0.73 – 1.02 |
| Diabete Melitus | 11.22 | 17.07 | 1.52(2) | 1.33 – 1.74 |
| Doença Hipertensiva | 8.13 | 10.28 | 1.26(5) | 1.07 – 1.49 |
| Doenças do Fígado e cirrose | 8.01 | 8.78 | 1.10 | 0.89 – 1.35 |
| Homicídios | 6.86 | 7.89 | 1.15 | 0.89 – 1.49 |
| Suicídios | 4.97 | 8.05 | 1.62(1) | 1.25 – 2.10 |
| AIDS | 0.00 | 2.40 | --- | ---- |

Fonte: GEINF/SES, 1997 - Excluídas causas mal-definidas

As razões em negrito apresentam IC diferente de 1. Os números entre parênteses indicam as razões em ordem decrescente

II. Mortalidade por Neoplasias Malignas

As taxas de mortalidade, para os diversos tipos de neoplasias malignas para o sexo masculino (tabela 4), situam o câncer de pulmão e o de estômago como as duas localizações de maior magnitude, seguidas do esôfago e próstata, numa situação intermediária. Observa-se, ainda, que as taxas de mortalidade por câncer de próstata e boca foram as que apresentaram o maior incremento no período em estudo, seguidas por câncer do cólon/reto, de localização não especificada, e de pulmão. Nota-se uma tendência de incremento das taxas de mortalidade para as neoplasias malignas

de esôfago, pâncreas, laringe, melanoma, bexiga, rins e leucemias. Ainda, coincidindo com uma tendência mundial, verifica-se o declínio das taxas de mortalidade por câncer de estômago .

Tabela 4 - Taxa de Mortalidade por 100.000 habitantes, padronizada por idade para as 18 principais localizações anatômicas de neoplasias malignas, sexo masculino, Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Neoplasias Malignas | Taxa de Mortalidade | | Razão 91/80 | Intervalo de Confiança |
|---------------------|---------------------|-------|-----------------|------------------------|
| | 1980 | 1991 | | |
| Boca | 6.63 | 9.20 | 1.39 (1) | 1.14 – 1.69 |
| Esôfago | 13.74 | 14.45 | 1.05 | 0.91 – 1.21 |
| Estômago | 24.75 | 22.02 | 0.89 | 0.80 – 0.99 |
| Colon-Reto | 5.28 | 6.91 | 1.31 (3) | 1.06 – 1.62 |
| Fígado | 5.59 | 5.58 | 1.00 | 0.80 – 1.25 |
| Pâncreas | 4.54 | 5.58 | 1.23 | 0.98 – 1.54 |
| Laringe | 4.29 | 5.43 | 1.27 | 0.99 – 1.62 |
| Pulmão | 22.53 | 27.81 | 1.23 (5) | 1.11 – 1.37 |
| Melanoma | 1.26 | 1.80 | 1.42 | 0.89 – 2.28 |
| Próstata | 8.70 | 12.12 | 1.39 (1) | 1.21 – 1.61 |
| Bexiga | 3.86 | 4.12 | 1.07 | 0.83 – 1.37 |
| Rins | 1.41 | 1.98 | 1.40 | 0.92 – 2.13 |
| Linfomas | 4.66 | 4.39 | 0.94 | 0.71 – 1.25 |
| Leucemias | 4.62 | 5.23 | 1.13 | 0.84 – 1.52 |
| Não especificadas | 7.69 | 9.75 | 1.27 (4) | 1.05 – 1.53 |

Fonte: GEINF/SES, 1997 Excluídas causas mal-definidas

As razões em negrito apresentam IC diferente de 1. Os números entre parênteses indicam as razões em ordem decrescente

Para o sexo feminino (tabela 5), as neoplasias malignas de mama e útero, seguidas de estômago, pulmão e cólon/reto foram as que apresentaram as taxas de mortalidade mais elevadas. Houve um crescimento nas taxas de mortalidade para rins e câncer de pulmão , com uma tendência de crescimento para diversos outros, tais como boca, cólon/reto, pâncreas, laringe, melanoma, útero (colo e parte não especificada), linfomas e leucemias. Os resultados mostram, ainda, uma diminuição das taxas de mortalidade para câncer de estômago, similar àquela ocorrida entre os homens, bem como uma estabilização para esôfago, fígado e mama, além de uma tendência de queda para a mortalidade por câncer de bexiga.

Tabela 5 – Taxa de Mortalidade por 100.000 habitantes, padronizada por idade para as 18 principais localizações anatômicas de neoplasias malignas, sexo feminino, Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Neoplasias malignas | Taxa de Mortalidade | | Razão 91/80 | Intervalo de Confiança |
|----------------------------------|---------------------|-------|-----------------|------------------------|
| | 1980 | 1991 | | |
| Boca | 1.01 | 1.26 | 1.24 | 0.75 – 2.05 |
| Esôfago | 2.79 | 2.76 | 0.99 | 0.72 – 1.34 |
| Estômago | 9.90 | 8.11 | 0.82 | 0.69 – 0.98 |
| Cólon-Reto | 4.99 | 5.75 | 1.15 | 0.92 – 1.44 |
| Fígado | 3.94 | 3.80 | 0.96 | 0.74 – 1.26 |
| Pâncreas | 2.73 | 3.56 | 1.30 | 0.97 – 1.75 |
| Laringe | 0.48 | 0.73 | 1.50 | 0.81 – 2.80 |
| Pulmão | 5.72 | 7.18 | 1.26 (2) | 1.02 – 1.55 |
| Melanoma | 0.93 | 1.16 | 1.24 | 0.68 – 2.25 |
| Mama | 11.09 | 11.22 | 1.01 | 0.85 – 1.20 |
| Útero (colo e não especificados) | 9.51 | 10.57 | 1.11 | 0.92 – 1.34 |
| Bexiga | 1.01 | 0.56 | 0.56 | 0.30 – 1.02 |
| Rins | 0.37 | 1.11 | 3.03 (1) | 1.41 – 6.48 |
| Linfomas | 2.13 | 2.69 | 1.26 | 0.87 – 1.83 |
| Leucemias | 3.66 | 4.05 | 1.11 | 0.79 – 1.56 |
| Não especificadas | 5.86 | 6.54 | 1.12 | 0.89 – 1.40 |

Fonte: GEINF/SES, 1997 Excluídas causas mal-definidas

As razões em negrito apresentam IC diferente de 1. Os números entre parênteses indicam as razões em ordem decrescente

Tabela 6 – Razão das Taxas de Mortalidade por 100.000 habitantes por sexo, padronizada por idade, para as 18 principais localizações anatômicas de neoplasias malignas, Santa Catarina, 1991.

| Neoplasias Malignas | Taxa de Mortalidade | | Razão M/F | Intervalo de Confiança |
|------------------------------|---------------------|----------|-----------------|------------------------|
| | 1991 | | | |
| | Masculino | Feminino | | |
| Boca | 9.20 | 1.26 | 7.31 (2) | 5.45 – 9.80 |
| Esôfago | 14.45 | 2.76 | 5.24 (3) | 4.28 – 6.42 |
| Estômago | 22.02 | 8.11 | 2.71 (5) | 2.38 – 3.10 |
| Cólon-Reto | 6.91 | 5.75 | 1.20 | 0.99 – 1.45 |
| Fígado | 5.58 | 3.80 | 1.47 (8) | 1.17 – 1.84 |
| Pâncreas | 5.58 | 3.56 | 1.57 (6) | 1.25 – 1.96 |
| Laringe | 5.43 | 0.73 | 7.46 (1) | 5.05 – 11.00 |
| Pulmão | 27.81 | 7.18 | 3.87 (4) | 3.38 – 4.43 |
| Melanoma | 1.80 | 1.16 | 1.55 | 0.96 – 2.51 |
| Bexiga | 4.12 | 0.56 | 1.63 (5) | 1.22 – 2.19 |
| Rins | 1.98 | 1.11 | 1.29 | 0.96 – 1.74 |
| Linfomas | 4.39 | 2.69 | 1.63 (5) | 1.22 – 2.19 |
| Leucemias | 5.23 | 4.05 | 1.29 | 0.96 – 1.74 |
| Não especificadas | 9.75 | 6.54 | 1.49 (7) | 1.23 – 1.81 |
| Todas as neoplasias malignas | 126.93 | 73.64 | 1.72 | 1.64 – 1.82 |

Fonte: GEINF/SES, 1997 Excluídos mama, útero e próstata

As razões em negrito apresentam IC diferente de 1. Os números entre parênteses indicam as razões em ordem decrescente

Finalmente, na tabela 6, comparam-se as taxas de mortalidade entre os sexos para o ano de 1991. Verifica-se um acentuado predomínio das taxas de mortalidade para o sexo masculino, principalmente para os cânceres de laringe, boca, esôfago, pulmão e estômago.

4. DISCUSSÃO

O desenvolvimento de estudos para a descrição do perfil epidemiológico de mortalidade é um recurso utilizado no campo da saúde coletiva, com vistas a apontar tendências, orientar o diagnóstico de saúde de uma comunidade, para auxiliar o planejamento de ações, bem como fornecer evidências para a elaboração de hipóteses causais²⁰. Entretanto, como estes estudos se baseiam em dados secundários de mortalidade, faz-se necessário discutir a cobertura e a qualidade das causas básicas de morte utilizadas.

Uma maneira de se estimar a cobertura do Sistema de Mortalidade é através do Coeficiente Geral de Mortalidade (CGM). O Ministério da Saúde considera aceitável localidades que possuam um CGM maior do que 4 óbitos por mil habitantes na década de 80 e acima de 6 óbitos por mil habitantes a partir de 1990. Locais que contam com evasão ou sub-registro, ou ainda tenham uma população muito reduzida costumam apresentar coeficientes abaixo de 4 óbitos por 1000 habitantes. Em Santa Catarina, os CGM ficaram num patamar de 5,4 óbitos por 1000 habitantes em 1980 e 5,1 óbitos por 1000 habitantes em 1991, evidenciando um problema de cobertura parcial, que, provavelmente, se deve a sub-registro de óbitos em menores de 1 ano⁷, não interferindo, assim, nos resultados deste estudo de modo relevante.

Em relação à qualidade no preenchimento dos campos da Declaração de Óbito (DO), diversos estudos nacionais e internacionais têm apontado que os dados relativos ao "sexo", à "idade" e "município de residência" apresentam boa qualidade^{8,39}. Observa-se uma melhora progressiva entre os anos 1980 e 1991 para estes dados (Tabela 7).

Tabela 7 – Distribuição da proporção de ignorados nos campos “sexo”, “idade”, “município de residência” da Declaração de Óbito em Santa Catarina, 1980 e 1991.

| Campo | Ignorados | | | |
|---------------------|-----------|------|--------|------|
| | 1980 | | 1991 | |
| | Número | % | Número | % |
| Sexo | 134 | 0.23 | 83 | 0.12 |
| Idade | 618 | 1.07 | 258 | 0.37 |
| Local de Residência | 484 | 0.84 | 20 | 0.05 |

Fonte: GEINF – SES/SC, 1997

O preenchimento da causa básica do óbito, entretanto, é descrito como uma das principais fontes de erro. Estudos nacionais^{11,40} e internacionais^{23,25} assinalam, ainda, problemas na qualidade dos dados relacionados à precisão do diagnóstico e despreparo do médico para o correto preenchimento da Declaração de Óbito. No presente estudo, uma das limitações reporta-se à alta prevalência do grupo de "Sintomas, Sinais e Afecções Mal-Definidas" (21,0% em 1980 e 15,8% em 1991). Como forma de minimizar o problema, foi feita sua redistribuição proporcional por todas as causas (exceto as externas)⁷.

Com relação às neoplasias, a literatura aponta maior acurácia no preenchimento da causa básica, em comparação a outros grupos^{25,33,37,40}. Para os anos estudados, observou-se que as neoplasias tiveram confirmação diagnóstica, seja através de exames complementares (85,6% em 1980 e 90,5% em 1991), ou por cirurgias (49,7% em 1980 e 43,6% em 1991) em maior proporção que as demais causas agrupadas, as quais tiveram exames complementares em 54,6% em 1980 e 60,2% em 1991 e cirurgias em 7,7% em 1980 e 8,2% em 1991. Estas informações sugerem, destarte, maior precisão diagnóstica para o grupo das neoplasias.

A análise do perfil de mortalidade de Santa Catarina confirma uma tendência nacional do fenômeno denominado de polarização epidemiológica, caracterizado por uma taxa de mortalidade e mortalidade proporcional elevadas para doenças crônico-degenerativas (Doenças do Aparelho Circulatório e Neoplasias) e para "Causas Externas", coexistindo com taxas ainda elevadas para "Doenças Infecciosas e Parasitárias" e "Afecções Originadas no Período Perinatal".

Este perfil, entretanto, apresenta algumas particularidades. Chama a atenção o declínio da mortalidade proporcional e das taxas de mortalidade para as "Doenças do Aparelho Circulatório", semelhante a outros estados das regiões Sul e Sudeste^{10,22}. No grupo dos "Transtornos Mentais", o incremento pode ser atribuído, principalmente, à "Síndrome de Dependência por Álcool", que representou 66,3% dos casos de "Transtornos Mentais" em 1980 e 78,9% em 1991. Com relação ao grupo do "Sistema Endócrino e Imunitário", o incremento pode ser atribuído ao surgimento e disseminação da AIDS. A diminuição da mortalidade proporcional para "Anomalias Congênitas" e "Afecções Originadas no Período Perinatal" foi acompanhada pelo declínio das "Doenças Infeciosas e Parasitárias", afetando, predominantemente, o grupo etário de menores de 1 ano.

Observou-se, porém, que as neoplasias apresentaram incremento, nos anos estudados, em comparação com outras causas agrupadas de maior magnitude que tiveram estabilização ou diminuição de suas taxas. Tal tendência coincide com outros estudos que assinalam um aumento global nas taxas padronizadas de mortalidade por neoplasias, sendo mais acentuadas nos países em desenvolvimento^{13,18,29}. Em nosso meio, este incremento pode ser devido à maior acurácia diagnóstica, à melhoria no preenchimento das Declarações de Óbito, ao incremento na incidência de neoplasias malignas por maior exposição a diversos carcinógenos e, ainda, pelo difícil acesso, para a maioria da população, aos serviços de saúde de prevenção e diagnóstico precoce³¹.

Outro aspecto a considerar é que a distribuição das taxas de mortalidade se apresentam de modo desigual com relação aos diversos tipos de neoplasias malignas. Assim, para o sexo masculino, o câncer de esôfago tem taxas altas, comparáveis às do Rio Grande do Sul³², situando-se em primeiro lugar quando comparado aos países da América¹⁸ e, em terceiro lugar, comparado a outras regiões do mundo²⁹. Tais achados podem estar associados à alta incidência da doença, relacionada a fatores tais como o consumo de tabaco, álcool, dieta e uso de chimarrão, combinada à letalidade também elevada deste tipo de neoplasia^{27,32}.

Já os cânceres de boca e laringe têm taxas que se situam em segundo lugar, se comparadas com as de países das Américas e, em posição intermediária, quando comparadas com as de outras regiões^{18,29}. Estas neoplasias malignas também estão associadas ao consumo de tabaco e álcool. No caso específico de indivíduos do sexo masculino, fatores ocupacionais e/ou acesso aos serviços de saúde parecem ocupar papel importante⁴¹. O câncer de boca representou 9,5% dos pacientes atendidos em um hospital de referência em câncer no Estado no período entre 1990-92⁹.

Merece destaque, ainda, a mortalidade por melanoma, que se situa na terceira¹⁸ e sexta posições²⁹. Este tipo de câncer está associado a exposição à radiação solar em pessoas de pele pobre em melanina. Os elevados valores em Santa Catarina podem ser explicados pelo contingente populacional de origem européia, que trabalha nos setores agrícola e extrativo, expostos à radiação solar.

As taxas de mortalidade dos cânceres de estômago, pulmão, próstata, cólon/reto e as leucemias, apesar de serem altas, situam-se num patamar intermediário (entre a 5ª e 9ª posições), quando comparadas com as da literatura examinada^{13,18,29}.

Com relação ao sexo feminino, s cânceres com taxas mais elevadas, mama e útero, também se situam em patamares intermediários em comparação à literatura citada. Contudo, cânceres de boca e leucemias (2ª posição), esôfago (3ª posição) e pulmão (4ª posição) se situam entre as primeiras posições, comparado aos países americanos, merecendo investigação quanto a sua possível associação com o crescimento do consumo de tabaco e outros fatores de risco. Os cânceres de mama e útero, praticamente, não tiveram alteração quanto às taxas de mortalidade nos anos de estudo, o que leva a um questionamento quanto à efetividade das estratégias de prevenção desenvolvidas neste período.

Com relação às razões de taxas, destaca-se o declínio, estatisticamente significativo, do câncer de estômago para ambos os sexos. Este achado confirma a tendência internacional de diminuição da incidência e mortalidade por este tipo de câncer, resultado de modificações de padrões alimentares

(aumento de ingestão de frutas e vegetais) e melhoria no processamento e conservação de alimentos por meio de uso de conservantes e refrigeração, em substituição à defumação e conservação com sal^{14,29}.

Por outro lado, o câncer de pulmão apresentou aumento estatisticamente significativo para ambos os sexos, também confirmando a tendência internacional¹⁸. A disseminação do hábito de fumar entre a população brasileira nas décadas de 60 a 80 é o provável fator preponderante no incremento das taxas de mortalidade. O tabagismo também está associado a outros tipos de cânceres como o da orofaringe (que apresentou aumento no período estudado), laringe, esôfago, estando estes três, bem como o de bexiga, associados ao álcool¹⁵.

O aumento observado nas taxas de mortalidade relativamente ao câncer de próstata pode estar associado ao aumento da sua incidência, que tem como fatores de risco tabagismo, aumento de ingestão de gordura. Pode refletir, ainda, uma aumento da proporção de população idosa masculina e uma melhoria da acurácia diagnóstica²⁹.

Ainda em relação à diferença de risco entre os sexos para os vários tipos de neoplasias malignas, o sexo masculino aparece como "fator de risco" para óbitos por neoplasias malignas em geral e, especificamente, para o câncer de boca, esôfago, estômago, fígado, pâncreas, laringe, pulmão, bexiga e linfomas. Estes achados são consistentes com outros estudos, podendo ser explicados, em parte, pelo maior consumo de álcool e tabaco, bem como pela maior exposição a carcinógenos ocupacionais como benzeno, asbesto, metais pesados, pesticidas, radiações ionizantes e outros^{15,28}.

Finalmente, o presente estudo reafirma o papel preponderante das neoplasias malignas no quadro epidemiológico de Santa Catarina e sugere a necessidade de constante aperfeiçoamento das informações de mortalidade como fonte para estudos epidemiológicos, melhorando a acurácia da causa básica e de outros campos importantes como escolaridade e ocupação. Acrescente-se, ainda, que a inexistência de registros de câncer de base populacional no Estado, não permite avaliar se o

incremento de óbitos observados para a maioria das neoplasias malignas resulta de um aumento proporcional da incidência. Em consequência, também não é possível avaliar, adequadamente, a eficácia das estratégias de prevenção da mortalidade por câncer realizadas neste período.

5. BIBLIOGRAFIA

1. ARAUJO, J.D.. Polarização epidemiológica no Brasil. *Informe Epidemiológico SUS*, 1: 5-16, 1992.
2. BOSCHI, C.; COLEMAN, M.P. & CASTILHO, E.A. Diferenciais regionais de mortalidade por câncer no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, 1979-1981. *Rev. Saúde Publ.*, 25: 267-75, 1991.
3. BOYLE, P. & PARKIN, D.M. Métodos estatísticos aplicáveis a Registros. In: BRASIL. Ministério da Saúde, Pró-Onco. *Registro de Câncer: Princípios e Métodos*. Rio de Janeiro, Pró-Onco, 1995.
4. BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 1980*.
5. BRASIL. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Censo Demográfico 1991*.
6. BRASIL. Ministério da Saúde. *Estatísticas de Mortalidade*. Brasília, Divisão Nacional de Epidemiologia, 1985.
7. BRASIL. Ministério da Saúde. *Análise de Mortalidade: delineamentos básicos*. Brasília, Fundação Nacional de Saúde, Coordenação de Informações Epidemiológicas, 1991, 85p.
8. BRASIL. Ministério da Saúde. *Estatísticas de Mortalidade Brasil 1988*. Brasília, Fundação Nacional de Saúde, Centro Nacional de Epidemiologia, Centro de Documentação do Ministério da Saúde, 1993.
9. CAETANO, J.C. *Perfil de Morbi-mortalidade do câncer de boca em Santa Catarina*. II Sem Pesq UFSC, Florianópolis, 1994, mimeo.

10. DUNCAN, B.B.; SCHIMIDT, M.I.; SHIMITZ, M.; OTT, E.A. Tendencies in mortality in Rio Grande do Sul, Brazil, 1970-1985. *Ciência e Cultura*, **44**: 362-367, 1992.
11. FONSECA, L.A. & LAURENTI, R. Qualificação da certificação médica da causa de morte em São Paulo, Brasil. *Rev. Saúde Pública*, **8**: 21-9, 1974.
12. FRENK, J.; FREJKA, T.; BOBADILLA, J.L.; STERN, C.; LOZANO, R.; SEPULVEDA, J.Y.; MARCO, J.. La transición epidemiológica en América Latina. *Bol. Of. Sanit. Panam.*, **111**: 485-496, 1991.
13. HOEL DG, DAVIS DL, MILLER AB, SONDIK EJ, SWERDLOW AJ. Trends in cancer mortality in 15 industrialized countries, 1969-1986. *J. Natl. Cancer Inst.*, **84**: 313-320, 1992.
14. HOWSON CP, HIYAMA T, WINDER EL. The decline in gastric cancer: epidemiology of an unplanned triumph. *Epidemiol. Rev.*, **8**:1-27, 1986.
15. INTERNATIONAL AGENCY FOR RESEARCH ON CANCER. *Tobacco: a major international health hazard*. Lyon, IARC Scientific Publication, N.74, 1986.
16. KOIFMAN, S. Incidência de câncer no Brasil. In. MINAYO, M.C.S. (Org). *Os muitos Brasis: saúde e população na década de 80*. São Paulo, Hucitec-Abrasco, 1995.
17. KUNST, A.E. & MACKENBACH, J.P. *Measuring socio-economic inequalities in health*. Copenhagen, WHO-Regional Office for Europe, 1994.
18. LA VECCHIA, C.; LUCCHINI, F.; NEGRI, E.; BOYLE, P.LEVI, F.. Trends in cancer mortality in the Americas, 1955-1989. *Eur J Câncer*, **29a**: 431-70, 1993.
19. LATORRE, M.R.D.O. A mortalidade por câncer de estômago no Brasil: análise do período de 1977 a 1989. *Cad. Saúde Publ.*, **13**(Supl 1): 67-78, 1997.
20. LEAVELL, H. & CLARK, E.G. *Medicina Preventiva*. São Paulo, Mc Graw-Hill do Brasil, 1977.

21. LESSA, I.; MENDONÇA, G.A.S. & TEIXEIRA, M.T.B. Doenças crônicas não-transmissíveis no Brasil: dos fatores de risco ao impacto social. *Bol. Of. Sanit. Panam.*, **120**: 389-413, 1996.
22. LOTUFO, P.A. & LOLIO, C.A. Tendência da mortalidade por doenças isquêmicas do coração no estado de São Paulo, 1970-1989. *Arq Bras Cardiologia*, **61**:149-153, 1993.
23. MESSITE, J. & STELLMAN, S.D. Accuracy of Death Certificate completion: the need for formalized physician training. *JAMA*, **275**: 794-6, 1996.
24. ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. *Classificação Internacional de Doenças 9ª Revisão 1975*. São Paulo, Centro Brasileiro de Classificação de Doenças, 1985.
25. PERCY, C.; STANEK, E. & GLOECKLER, L. Accuracy of cancer Death Certificates and its effect on cancer mortality statistics. *Am J Public Health*, **71**: 242-50, 1981.
26. PINTO, F.G. & CURI, P.R. Mortalidade por neoplasias no Brasil (1980/1983/1985): agrupamento dos estados, comportamento e tendências. *Rev. Saúde Publ.*, **25**: 276-81, 1991.
27. PINTOS, J.; FRANCO, E.L.; OLIVEIRA, B.V.; KOWALSKI, L.P.; CURADO, M.P.; DEWAR, R.. Maté, coffee and tea consumption and risk of cancers of upper aerodigestive tract in Southern Brazil. *Epidemiology*, **5**: 583-90, 1994.
28. PISANI, P. Burden of cancer in developing countries. In.: Pearce, N.; MATOS, E.; VAINIO, H.; BOFFETTA, P.; KOGEVINAS, M.. *Occupational Cancer in Developing Countries*. Lyon, IARC Scientific Publications N.129, 1994.
29. PISANI, P.; PARKIN, D.M. & FERLAY, J. Estimates of the worldwide mortality from eighteen major cancers in 1985. implications for prevention and projections of future burden. *Int J Cancer*, **55**: 891-903, 1993.
30. POSSAS, C.A.. *Epidemiologia e sociedade: heterogeneidade estrutural e saúde no Brasil*. São Paulo, Hucitec, 1989.

31. PROLLA, J.C.; ACHUTTI, A.C. & DIETZ, J. Frequência relativa da mortalidade pôr neoplasias malignas no Rio Grande do Sul, Brasil, 1970-1980. *Rev. Amrigs*, **29**: 208-13, Jul.-Ago, 1985.
32. PROLLA, J.C.; DIETZ, J & COSTA, L.A. Diferenças geográficas na mortalidade pôr câncer de esôfago no Rio Grande do Sul. *Rev. Ass. Med. Brasil*, **39**: 217-20, 1993.
33. PUFFER, R.R. & GRIFFITH, G.W. Características de la mortalidad urbana: informe de la Investigación Interamericana de Mortalidad. Washington D.C., Organización Panamericana de la Salud, Publicación Científica N. 151, 1968.
34. SANTA CATARINA. Secretaria de Estado do Planejamento e Fazenda. *Censo 91- Santa Catarina: primeira avaliação demográfica*. Florianópolis, documento 5/92, 1992, mimeo.
35. SANTA CATARINA. Ciasc. *Santa Catarina - Perfil Interativo*. Florianópolis, Ciasc, 1997, 1 disco compacto.
36. SAWYER, D.O. Mortalidade. In. SANTOS, J.L.F.; LEVY, M.S.F. I SZMRECSANYI, T. *Dinâmica De População*. São Paulo, T.A. Queiroz, 1980.
37. SCHNITMAN, A. Análise da fidedignidade da declaração da causa básica de morte pôr câncer em Salvador , Brasil. *Rev Saúde Pública*, **24**: 490-6, 1990.
38. SOARES, V.M.N. Mortalidade pôr câncer de mama e colo uterino no estado do Paraná, no período de 1980-87. Florianópolis, 1991. [Dissertação de Mestrado em Enfermagem, especialidade Saúde do Adulto - Curso de Pós-Graduação em Enfermagem, Universidade Federal de Santa Catarina].
39. SORLIE, P.D.; ROGOT, E. & JOHNSON, N.J. Validity of demographic characteristics on the Death Certificate. *Epidemiology*, **3**:181-4, 1992.
40. STROZZI, G.M.; STROZZI, J.B.; SOUZA, M.L.; SCHUTEL, M.D. Estudo de causa básica de óbitos de menores de 15 anos, ocorridos em hospital de Florianópolis, SC (Brasil), 1982. *Rev Saúde Pública*, **19**: 123-32, 1985.

41. VANIO, H.; MATOS, E.; KOGEVINAS, M. Identification of occupational carcinogens. In.: Pearce, N.; MATOS, E.; VAINIO, H.; BOFFETTA, P.; KOGEVINAS, M. *Occupational Cancer in Developing Countries*. Lyon, IARC Scientific Publications N.129, 1994.
42. WHITEHEAD, M. *The health divide: inequalities in health in 1980's*. London, Health Education Council, 1987, mimeo.

ESTUDO 2

DIFERENÇAS REGIONAIS DA MORTALIDADE POR CÂNCER DE ESTÔMAGO EM SANTA CATARINA, BRASIL.

AUTORES / INSTITUIÇÕES :

Ernani Tiaraju de Santa Helena

Universidade Regional de Blumenau

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Comunitária

Nelson Blank

Universidade Federal de Santa Catarina

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Pública

Emil Kupek

Universidade Federal de Santa Catarina

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Pública

RESUMO

O câncer de estômago é uma das neoplasias malignas com maiores taxas de mortalidade no Brasil, ainda que venha apresentando declínio constante nas últimas décadas. Em Santa Catarina, situava-se como segunda causa de óbito por câncer, no sexo masculino, em 1991. Este estudo ecológico objetiva examinar a possível relação entre as diferenças regionais da mortalidade por esta neoplasia e as condições socioeconômicas estruturais em Santa Catarina. As taxas mais elevadas foram observadas na mesorregião Serrana (81.85 por 100.000 hab.) com uma Razão de Taxas (RT)=1.65 (IC95% 1.49-1.83) em relação à mesorregião do Vale do Itajaí (50.20 por 100.000). A microrregião com maiores taxas é São Bento do Sul (94.56 por 100.000) com RT=3.92; 3.03-5.07 em relação a microrregião Tabuleiro (24.15 por 100.000). Obteve-se uma correlação significativa ($p < 0,001$) de 0,61 e coeficiente de determinação de 0,37 entre as taxas de mortalidade por câncer de estômago e os coeficientes de mortalidade infantil. Os resultados sugerem uma possível influência de certos fatores socioeconômicos, predominantes nas várias regiões de Santa Catarina, sobre as taxas de óbito por câncer de estômago .

ABSTRACT

Gastric cancer is one of the largest types of cancer in Brazil with high mortality rates, even though its occurrence has fallen in the last decades. In Santa Catarina State, it was the second cause of death by cancer in males in 1991. The aim of this ecological study is to examine the possible relationship between regional differences in mortality rates of this cancer and socioeconomic structure. High rates were observed in Serrana medium-region (81.85/100.000 hab.) with rate ratio (RR)=1.65(CI95% 1.49-1.83) compared with Vale do Itajaí medium-region (50.20/100.000 hab.). Comparing São Bento do Sul micro-region (94.56/100.000 hab.) between Tabuleiro micro-region (24.15/100.000 hab.) was found a RR=3.92; 3.03-5.07. It was found a significant correlation of 0,61 and determination coefficient of 0,37 ($p < 0,001$) between stomach cancer mortality rates and infant death coefficient. The results suggest that certain socioeconomic factors occurring in medium and micro-regions possibly influence the stomach cancer mortality rates.

1. INTRODUÇÃO

O câncer de estômago situou-se como a principal causa de morte dentre as neoplasias malignas, no Brasil, na década de 80 (Pinto & Curi, 1991), embora, nas capitais, viesse apresentando uma tendência constante de declínio nos últimos quinze anos (Latorre, 1997). É uma importante causa de morte no Norte e Nordeste, em especial para o sexo masculino, apresentando elevada razão de mortalidade proporcional em algumas capitais daquelas regiões em comparação com as capitais das regiões Sul e Sudeste (Sichieri, 1992).

Em Santa Catarina, o câncer de estômago colocou-se como a primeira causa de morte entre as neoplasias malignas, para o sexo masculino, e a segunda, para o sexo feminino, no início dos anos 80. Em 1991, este câncer passou a ser a segunda causa de morte entre os homens e a terceira entre as mulheres (Santa Helena & Blank, 1998).

Fatores socioeconômicos parecem desempenhar um papel relevante no perfil de mortalidade por câncer, observando-se algumas diferenças entre países industrializados e em desenvolvimento (Tomatis, 1995). Por exemplo, as taxas de mortalidade por câncer de estômago entre as regiões em desenvolvimento (América tropical) são quase 3 vezes maiores que as taxas de mortalidade nos países industrializados como os Estados Unidos (La Vecchia, 1993).

Estudos de tendência temporal indicaram um declínio constante das taxas de incidência e mortalidade por câncer de estômago (Hoel et al, 1992; Howson et al, 1986; Pisani et al, 1993), devido à utilização de conservação de alimentos por refrigeração, associado a uma modificação do padrão de ingestão alimentar (diminuição do uso de alimentos defumados e salgados e o aumento da ingestão de frutas e vegetais), e também devido ao combate ao *Helicobacter pylori* (Doll, 1990; Brito, 1997). Têm-se evidenciado, em diversos países, taxas elevadas de mortalidade por este tipo de câncer em grupos sociais menos favorecidos em relação à renda, categoria ocupacional e escolaridade (Corella et al, 1996; Faggiani et al, 1995; Pearce & Howard, 1986).

Assim, tendo em vista a importância do câncer de estômago no perfil epidemiológico das

neoplasias malignas em Santa Catarina, o presente estudo objetiva obter evidências acerca de uma possível relação entre as diferenças regionais da mortalidade por esta neoplasia e as condições socioeconômicas estruturais. Para tanto, propõe-se responder às seguintes perguntas:

1. Existe um padrão de distribuição regional da mortalidade por câncer de estômago, no sexo masculino, em Santa Catarina?
2. Caso exista, este padrão regional pode ser explicado pelas diferenças socioeconômicas entre as várias regiões?

2. MATERIAIS E MÉTODOS

Este é um estudo de desenho ecológico, no qual foram analisados os óbitos por neoplasia maligna de estômago (código 151 da Classificação Internacional de Doenças - 9ª Revisão - CID-9), em indivíduos do sexo masculino e residentes em Santa Catarina, no ano de 1991.

Santa Catarina, um dos estados da Região Sul do Brasil, conta com uma superfície de 95.442,9 km² correspondendo a 1,12 % do território brasileiro e a 16,57% da área da Região Sul. De acordo com o Censo de 1991 foi considerado o 11º estado mais populoso, com 4.541.994 habitantes (3% da população brasileira), com taxa de crescimento geométrica média de 2,1%, enquanto o Brasil crescia 1,8% ao ano.(SC,1992)

Os registros dos óbitos foram obtidos a partir das Declarações de Óbito (D.O.s) processadas pela Gerência de Informática da Secretaria de Estado da Saúde de Santa Catarina. A causa básica dos óbitos foi estabelecida e codificada de acordo com a CID-9, por profissionais de saúde da Secretaria de Estado da Saúde, treinados pelo Centro Brasileiro de Classificação de Doenças.

A qualidade do registro dos óbitos por câncer é considerada melhor do que a maioria das outras causas agrupadas (Percy et al, 1981; Puffer & Griffith, 1968). No caso do câncer de estômago, alguns estudos nacionais encontraram uma boa acurácia dos registros ao compararem as

Declarações de Óbito com os prontuários hospitalares (Schnittman, 1990; Monteiro et al, 1997). Entretanto, a fim de atenuar possíveis diferenças na qualidade dos registros de óbito por câncer, entre os diversos municípios e regiões, procedeu-se a um ajuste em duas etapas. Primeiro, redistribuíram-se, proporcionalmente, os óbitos codificados no grupo dos "Sintomas, sinais e afecções mal-definidas" (capítulo 16 da CID-9) entre as neoplasias malignas de estômago existentes, excluindo previamente as "Causas externas". A seguir, redistribuíram-se as "Neoplasias malignas sem especificação", CID-199 (MS, 1991).

As informações sobre a população de Santa Catarina, por sexo e faixas etárias, foram fornecidas pela Gerência de Informática da Secretaria de Estado da Saúde, através do aplicativo "População de Santa Catarina – DIRP/GEINF, versão 1.1", com dados do IBGE relativos ao Censo de 1991 (SC, 1995).

Utilizaram-se como unidade de análise as 6 meso e 20 microrregiões geográficas do Estado de Santa Catarina, definidas pelo IBGE, por apresentarem diferenças na composição da sua População Economicamente Ativa (PEA), caracterizando, portanto, diferenças socioeconômicas estruturais. Assim, as regiões Oeste e Serrana apresentaram predomínio da PEA no setor primário. O setor secundário se apresentou em maior proporção nas regiões Norte e Vale do Itajaí e o setor terciário predominou nas regiões da Grande Florianópolis e Sul (Tabela 1).

Tabela 1 - Proporção da População Economicamente Ativa (PEA), por setores econômicos, em meso e microrregiões de Santa Catarina, 1991.

| Regiões | | Proporção da PEA por setores econômicos | | |
|----------------------|--|---|------------|-----------|
| Mesorregião | Microrregião | Primário | Secundário | Terciário |
| Grande Florianópolis | Tijucas, Florianópolis, Tabuleiro | 10.5 | 21.7 | 67.8 (1) |
| Norte Catarinense | Canoinhas, São Bento, Joinville | 13.8 | 44.5 (1) | 41.7 |
| Oeste Catarinense | São Miguel, Chapecó, Xanxerê, Joaçaba, Concórdia | 51.2 (1) | 17.8 | 31.0 |
| Serrana | Curitibanos, Campos de Lages | 31.3(2) | 23.3 | 45.3 |
| Sul Catarinense | Tubarão, Criciúma, Araranguá | 22.0 | 33.5 | 44.5 (2) |
| Vale do Itajaí | Blumenau, Rio do Sul, Itajaí, Ituporanga | 18.0 | 38.7(2) | 43.3 |

Fonte: IGBE, 1991.

Foram calculadas as Taxas de Mortalidade por 100.000 habitantes para câncer de estômago entre os homens maiores de 34 anos de idade, para as 6 mesorregiões e 20 microrregiões do Estado, padronizadas por idade pelo método direto, usando-se a população mundial como padrão, com intervalos de confiança de 95%. Com o objetivo de minimizar as possíveis variações sazonais e temporais, foi tomada a média aritmética dos óbitos ocorridos nos anos de 1990, 1991 e 1992 para o cálculo das taxas de mortalidade.

As Taxas de Mortalidade, calculadas para cada meso e microrregião do Estado, foram agrupadas arbitrariamente em 4 blocos de acordo com a sua magnitude. Para mesorregiões: baixa (até 55,00 por 100.000 hab), média-baixa (56,00 a 65,00/100.000hab.), média-alta (66,00 a 75,00/100.000hab.) e alta (maior que 75,00/100.000hab). Para microrregiões foi considerada baixa "até 30,00/100.000hab", média-baixa de "31,00 a 50,00/100.000hab", média-alta de "51,00 a 70,00/100.000 hab." e alta em "maior que 70,00/100.000 hab".

Calculou-se a Razão das Taxas de Mortalidade Padronizadas (RTMP) com intervalos de confiança de 95% , tomando as meso e microrregiões com as menores taxas como RTMP=1,00, para efeito de comparação .

Utilizou-se como indicador indireto das condições socioeconômicas em nível estrutural o Coeficiente de Mortalidade Infantil - CMI (Victora & Blank, 1980; Victora et al, 1989).

Procedeu-se a uma transformação logarítmica do Coeficiente de Mortalidade Infantil e das Taxas de Mortalidade por câncer de estômago, exclusivamente, para melhorar a comparabilidade e facilitar sua visualização gráfica.

A análise estatística foi feita por regressão linear simples, pelo método dos mínimos quadrados, entre as Taxas de Mortalidade por câncer de estômago e o Coeficiente de Mortalidade Infantil, sendo aceita uma probabilidade $< 0,05$ de se cometer um erro tipo I, como estatisticamente significante.

3. RESULTADOS

Na tabela 2, observam-se as Taxas de Mortalidade por câncer de estômago relativas às informações do ano de 1991 e aos valores médios dos anos de 1990-1992, bem como as taxas ajustadas pela redistribuição das causas mal definidas e neoplasias malignas sem especificação. A variação verificada após os ajustes pode estar refletindo a qualidade do registro da causa básica do óbito entre as regiões. Assim, verificam-se as maiores variações nas mesorregiões Serrana e Vale do Itajaí, esta última, principalmente, às custas das microrregiões de Itajaí e Rio do Sul.

Tabela 2 - Distribuição das taxas de mortalidade por câncer de estômago para o ano de 1991, estabilizadas para 1991 pela média de 1990-92 e ajustada pelas causas mal-definidas (ajuste 1) e neoplasias malignas não especificadas (ajuste 2), segundo as meso e microrregiões de Santa Catarina.

| Mesorregião SC | Microrregião SC | 1991 | 90-92 Bruto | Ajuste 1 | Ajuste 2 | Varição |
|-----------------------|-------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| Florianópolis | | 56.39 | 51.83 | 58.06 | 60.68 | 1.171 |
| | Florianópolis | 65.76 | 55.24 | 60.51 | 62.89 | 1.138 |
| | Tabuleiro | 0.00 | 18.80 | 22.94 | 24.15 | 1.285 |
| | Tijucas | 20.71 | 47.92 | 55.48 | 57.89 | 1.208 |
| Norte SC | | 47.75 | 55.95 | 68.19 | 70.61 | 1.262 |
| | Joinville | 35.40 | 47.68 | 58.00 | 60.69 | 1.273 |
| | Canoinhas | 57.32 | 67.02 | 83.22 | 84.42 | 1.260 |
| | S.Bento do Sul | 98.72 | 79.11 | 92.38 | 94.56 | 1.195 |
| Oeste SC | | 61.64 | 47.14 | 53.08 | 55.38 | 1.175 |
| | Chapecó | 52.83 | 41.82 | 46.96 | 49.26 | 1.178 |
| | Concórdia | 74.84 | 56.74 | 60.33 | 62.65 | 1.104 |
| | Joaçaba | 73.92 | 53.22 | 59.14 | 62.13 | 1.167 |
| | S.Miguel do Oeste | 38.61 | 35.71 | 42.13 | 43.62 | 1.221 |
| | Xanxerê | 70.80 | 51.54 | 59.27 | 60.75 | 1.179 |
| Serrana | | 52.17 | 64.21 | 77.88 | 81.85 | 1.275 |
| | Campos de Lages | 55.09 | 65.79 | 80.36 | 84.85 | 1.290 |
| | Curitibanos | 44.39 | 59.92 | 71.02 | 73.65 | 1.229 |
| Sul SC | | 40.68 | 47.50 | 55.06 | 57.49 | 1.210 |
| | Araranguá | 37.66 | 54.48 | 64.40 | 65.06 | 1.194 |
| | Criciúma | 40.23 | 56.68 | 61.98 | 65.98 | 1.164 |
| | Tubarão | 42.30 | 39.13 | 47.13 | 49.36 | 1.261 |
| Vale do Itajaí | | 35.10 | 39.31 | 48.39 | 50.20 | 1.277 |
| | Blumenau | 38.36 | 46.42 | 53.23 | 55.23 | 1.190 |
| | Itajaí | 33.76 | 34.23 | 45.21 | 46.77 | 1.366 |
| | Ituporanga | 17.03 | 23.17 | 29.33 | 29.33 | 1.266 |
| | Rio do Sul | 34.69 | 34.18 | 43.47 | 44.99 | 1.317 |

Ajuste 1: pelas mal-definidas

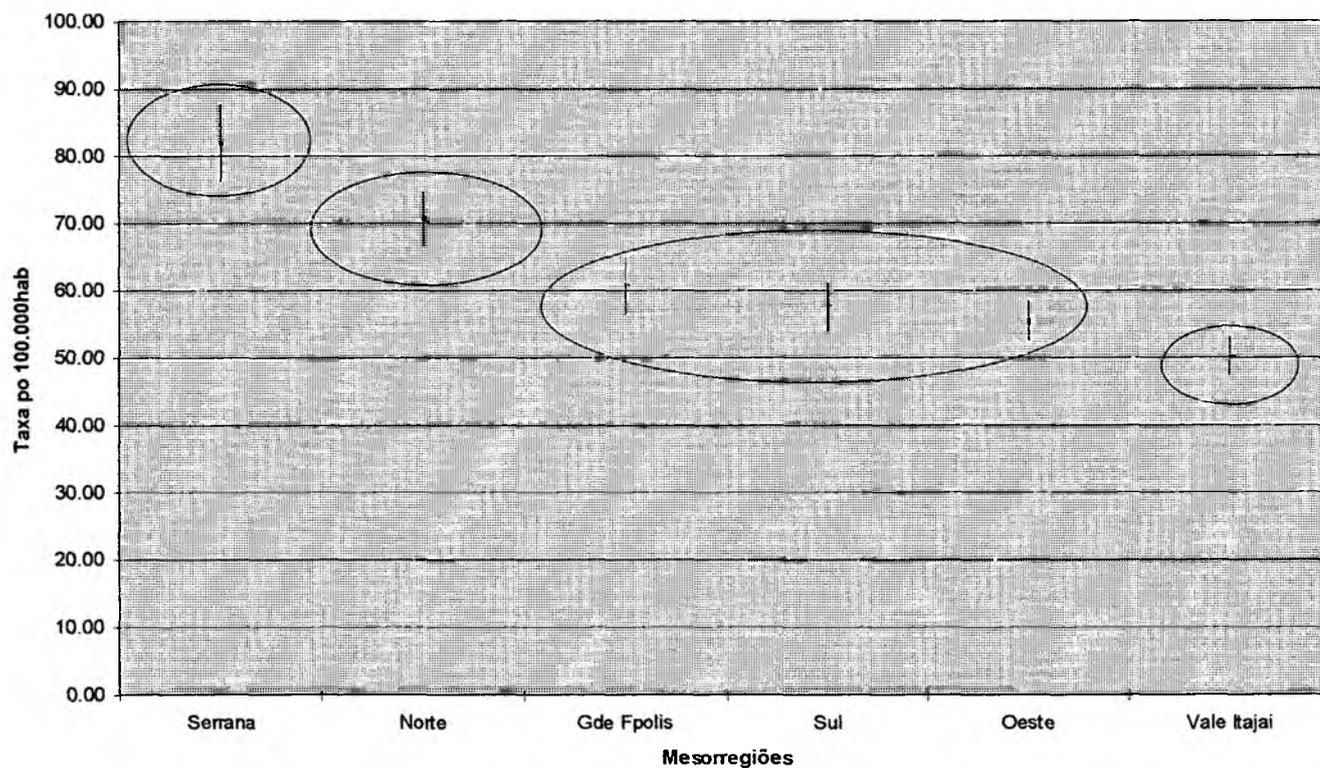
Ajuste 2: pelas neoplasias malignas sem especificação

Varição = ajuste 2 / 90-92 bruto

As diferenças entre as Taxas de Mortalidade por câncer de estômago para as meso e microrregiões podem ser visualizadas nos gráficos 1 e 2.

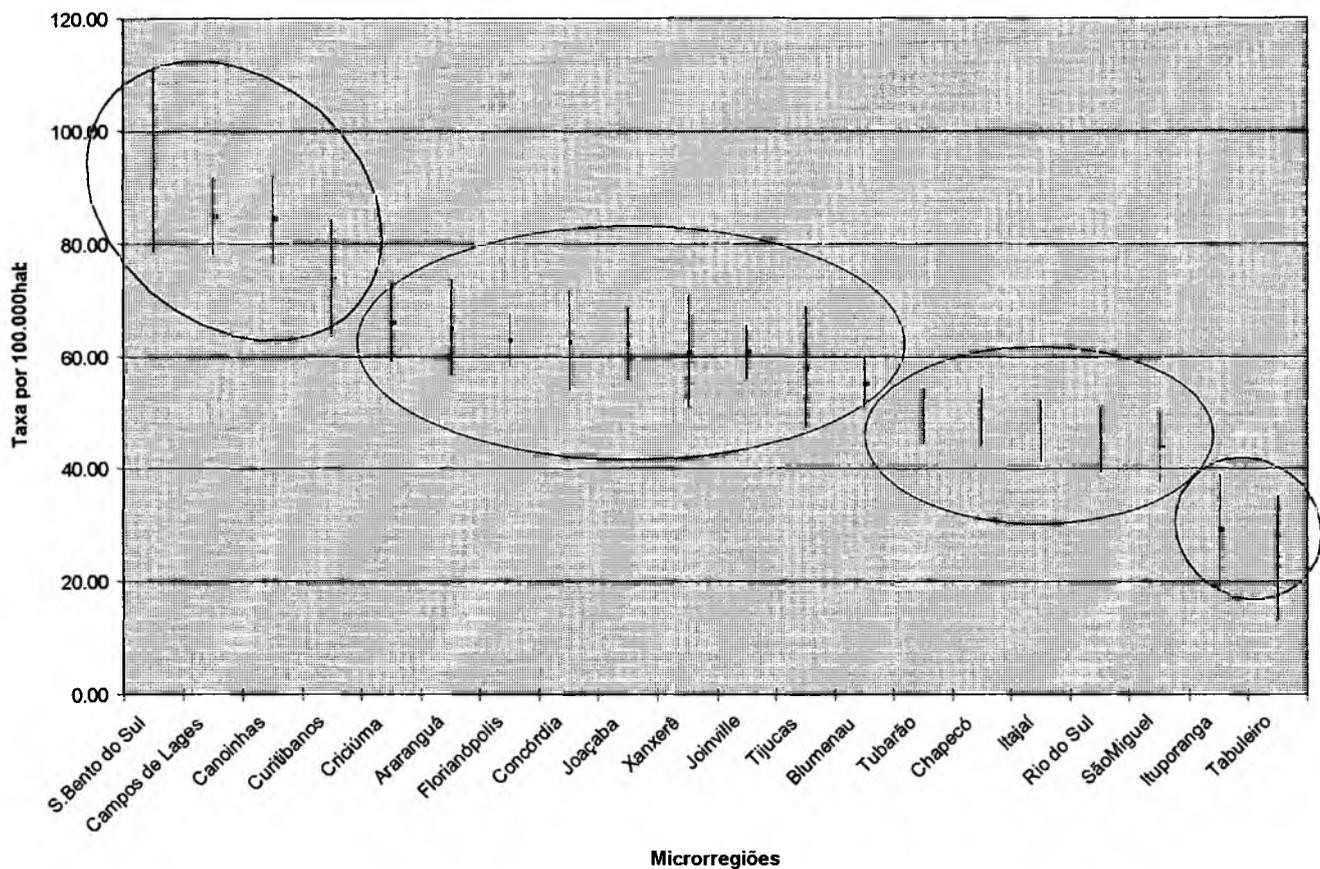
Para as mesorregiões, distinguem-se quatro patamares: uma taxa alta na região Serrana e média-alta na região Norte; uma taxa classificada como média-baixa na Grande Florianópolis e regiões Sul e Oeste; e taxas mais baixas na mesorregião do Vale do Itajaí.

Gráfico 1 - Taxas de Mortalidade por Câncer de Estômago, com intervalo de confiança de 95%, por mesorregião de Santa Catarina, 1991



Em relação às microrregiões, identificam-se, também, quatro patamares, mas com características diferentes das mesorregiões. Assim, duas microrregiões do Norte (São Bento do Sul e Canoinhas) e uma microrregião da região Serrana (Campos de Lages) apresentam taxas de mortalidade maiores que 80,0 por 100.000 habitantes; a microrregião de Curitiba apresenta taxas entre este patamar mais elevado e o grupo médio-alto (taxas entre 55,2 e 65,9 por 100.000 habitantes); as microrregiões de Criciúma, Araranguá, Florianópolis, Concórdia, Joaçaba, Xanxerê, Joinville, Tijucas, Blumenau com taxas médio-altas; um grupo médio-baixo composto pelas microrregiões com taxas entre 43,61 e 49,36 por 100.000 habitantes (Tubarão, Chapecó, Itajaí, Rio do Sul e São Miguel do Oeste); e, num patamar baixo, as microrregiões de Ituporanga e Tabuleiro.

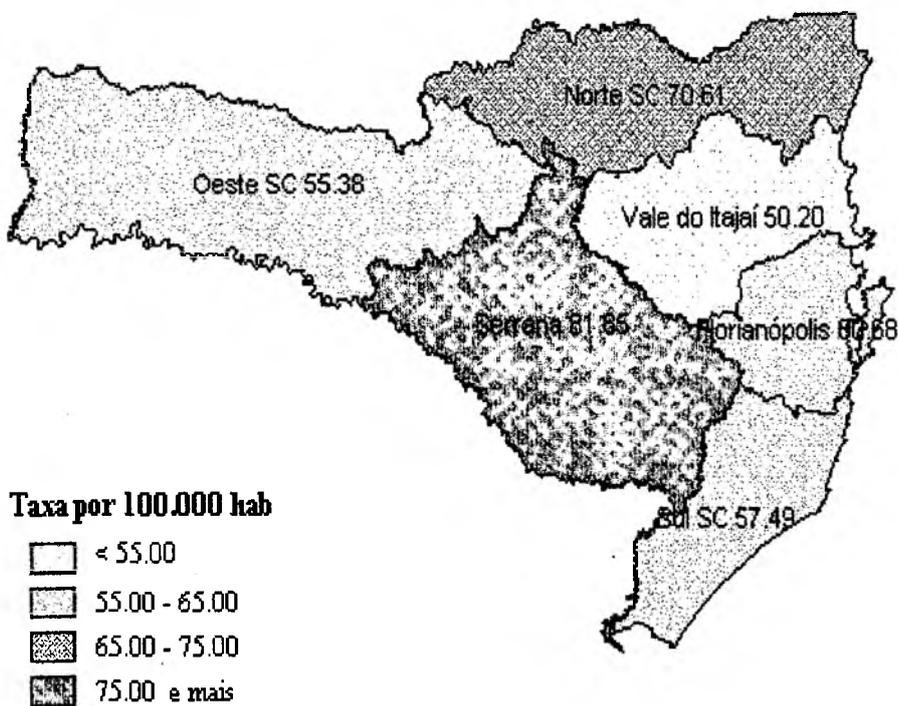
Gráfico 2 - Taxas de Mortalidade por Câncer de Estômago, com intervalo de confiança de 95% , por microrregião de Santa Catarina, 1991



A transposição das Taxas de Mortalidade por câncer do estômago para o mapa do estado de Santa Catarina permite uma visualização das diferenças regionais (Figuras 1 e 2). Observa-se um contraste entre as mesorregiões Norte e Serrana, de um lado, e Vale do Itajaí e Oeste, de outro, que pode refletir diferenças relativas à exposição a diversos fatores de risco entre as regiões, bem como ao acesso a serviços de saúde que ofereçam diagnóstico precoce e tratamento eficaz.

Figura 1

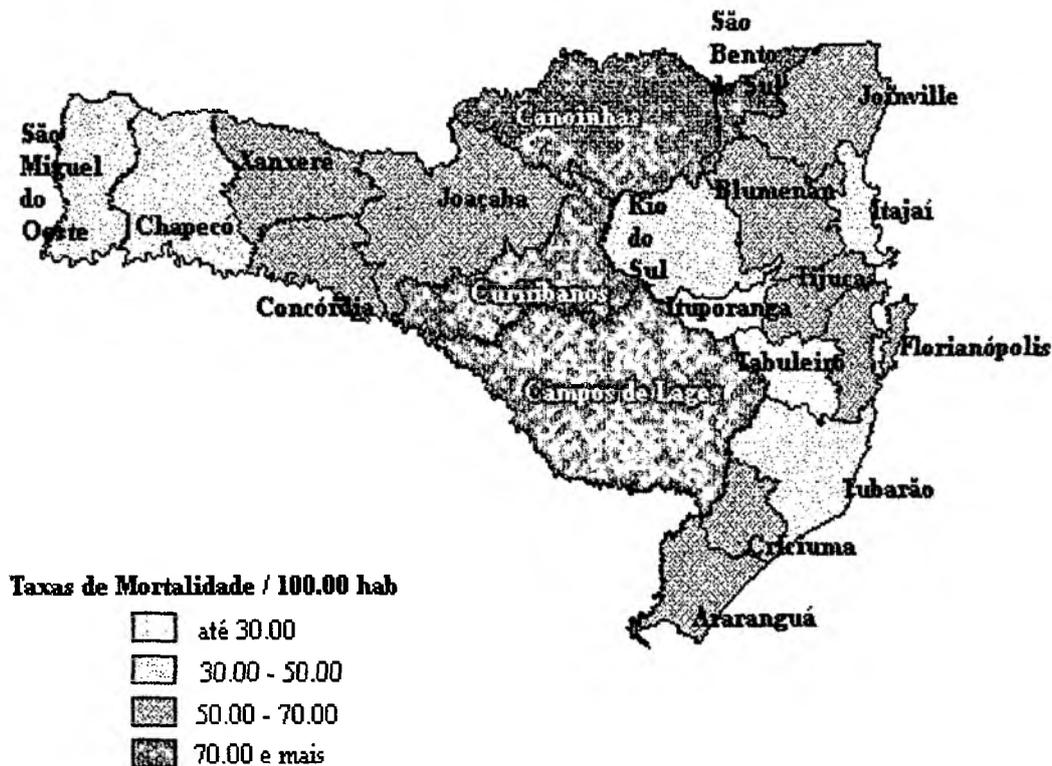
Taxas de Mortalidade por Câncer de Estômago por Mesoregiões de Santa Catarina, 1991



Fonte: GEINF-SES, 1991

Figura 2

Taxas de Mortalidade por Câncer de Estômago por Microrregião de Santa Catarina, 1991



Fonte: GEINF-SES, 1991

As tabelas 3 e 4 apresentam as Razões de Taxas de Mortalidade por câncer de estômago, padronizadas para cada meso e microrregião. Pode-se notar que entre as mesorregiões estão presentes os 4 patamares evidenciados no gráfico 1, sendo que as Razões das Taxas são menores em comparação com as razões para as microrregiões. Com relação a estas últimas, verifica-se uma tendência semelhante à observada no gráfico 2, sendo que, quase todas apresentam Razão de Taxas maior que 1, à exceção da microrregião de Ituporanga. A maior Razão de Taxas é observada na microrregião de São Bento do Sul que está num patamar diferente (considerando os intervalos de confiança) das microrregiões de Tubarão, Itajaí, Rio do Sul e São Miguel do Oeste.

Tabela 3 - Distribuição das Taxas de Mortalidade por câncer de estômago para o ano de 1991 e Razão das Taxas com IC 95%, segundo as mesorregiões de Santa Catarina.

| Mesorregião SC | Taxas de Mortalidade | Razão de Taxas | Intervalo de Confiança |
|-----------------------|-----------------------------|-----------------------|-------------------------------|
| Serrana | 81.85 | 1.65 | 1.49 - 1.83 |
| Norte SC | 70.61 | 1.40 | 1.29 - 1.52 |
| Florianópolis | 60.68 | 1.22 | 1.11 - 1.34 |
| Sul SC | 57.49 | 1.15 | 1.05 - 1.26 |
| Oeste SC | 55.38 | 1.10 | 1.02 - 1.19 |
| Vale do Itajaí(*) | 50.20 | 1.00 | ----- |

Fonte: SES-GEINF, 1991

(*) mesorregião de referência

Tabela 4 - Distribuição das Taxas de Mortalidade por câncer de estômago para o ano de 1991 e Razão das Taxas com IC 95%, segundo as microrregiões de Santa Catarina.

| Microrregião SC | Taxas de Mortalidade | Razão de Taxas | Intervalo de Confiança |
|------------------------|-----------------------------|-----------------------|-------------------------------|
| S.Bento do Sul | 94.56 | 3.92 | 3.03 - 5.07 |
| Campos de Lages | 84.85 | 3.51 | 2.79 - 4.42 |
| Canoinhas | 84.42 | 3.50 | 2.71 - 4.51 |
| Curitibanos | 73.65 | 3.05 | 2.29 - 4.06 |
| Criciúma | 65.98 | 2.73 | 2.08 - 3.59 |
| Araranguá | 65.06 | 2.69 | 1.95 - 3.73 |
| Florianópolis | 62.89 | 2.60 | 1.92 - 3.53 |
| Concórdia | 62.65 | 2.59 | 1.81 - 3.72 |
| Joaçaba | 62.13 | 2.57 | 1.95 - 3.39 |
| Xanxerê | 60.75 | 2.52 | 1.88 - 3.36 |
| Joinville | 60.69 | 2.51 | 1.76 - 3.59 |
| Tijucas | 57.89 | 2.40 | 1.76 - 3.26 |
| Blumenau | 55.23 | 2.29 | 1.70 - 3.08 |
| Chapécó | 49.26 | 2.04 | 1.19 - 3.50 |
| Tubarão | 49.36 | 2.04 | 1.47 - 2.85 |
| Itajaí | 46.77 | 1.94 | 1.37 - 2.73 |
| Rio do Sul | 44.99 | 1.86 | 1.19 - 2.92 |
| S.Miguel Oeste | 43.62 | 1.81 | 1.15 - 2.84 |
| Ituporanga | 29.33 | 1.21 | 0.80 - 1.85 |
| Tabuleiro(*) | 24.15 | 1.00 | ----- |

Fonte: SES-GEINF, 1991

(*) microrregião de referência

Os gráficos 3 e 4 permitem a comparação entre as Taxas de Mortalidade por câncer de estômago e o CMI, onde se utilizou uma conversão para logaritmo natural para melhorar a visualização.

Gráfico 3 - Logaritmo Natural das Taxas de Mortalidade e Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) por mesorregião, Santa Catarina, 1991.

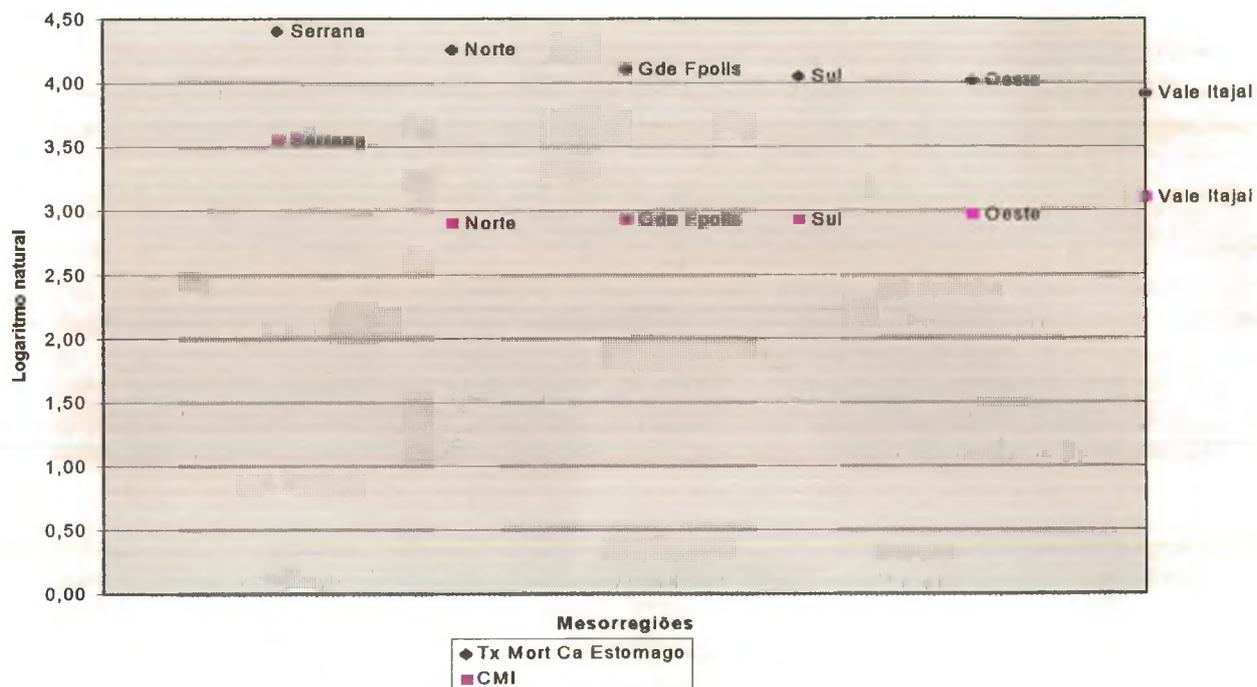
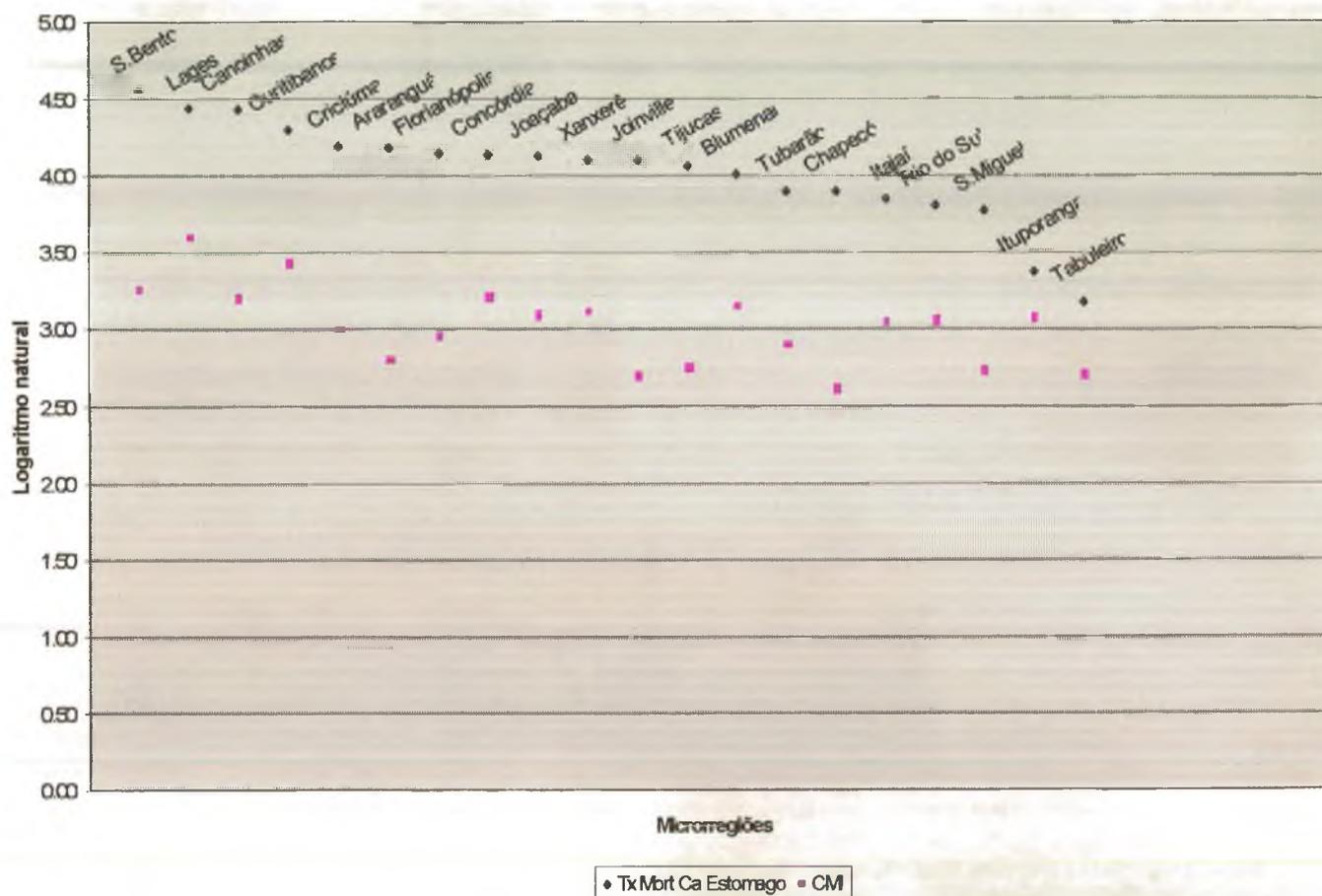


Gráfico 4 - Logaritmo Natural das Taxas de Mortalidade e Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) por microrregião de Santa Catarina, 1991.

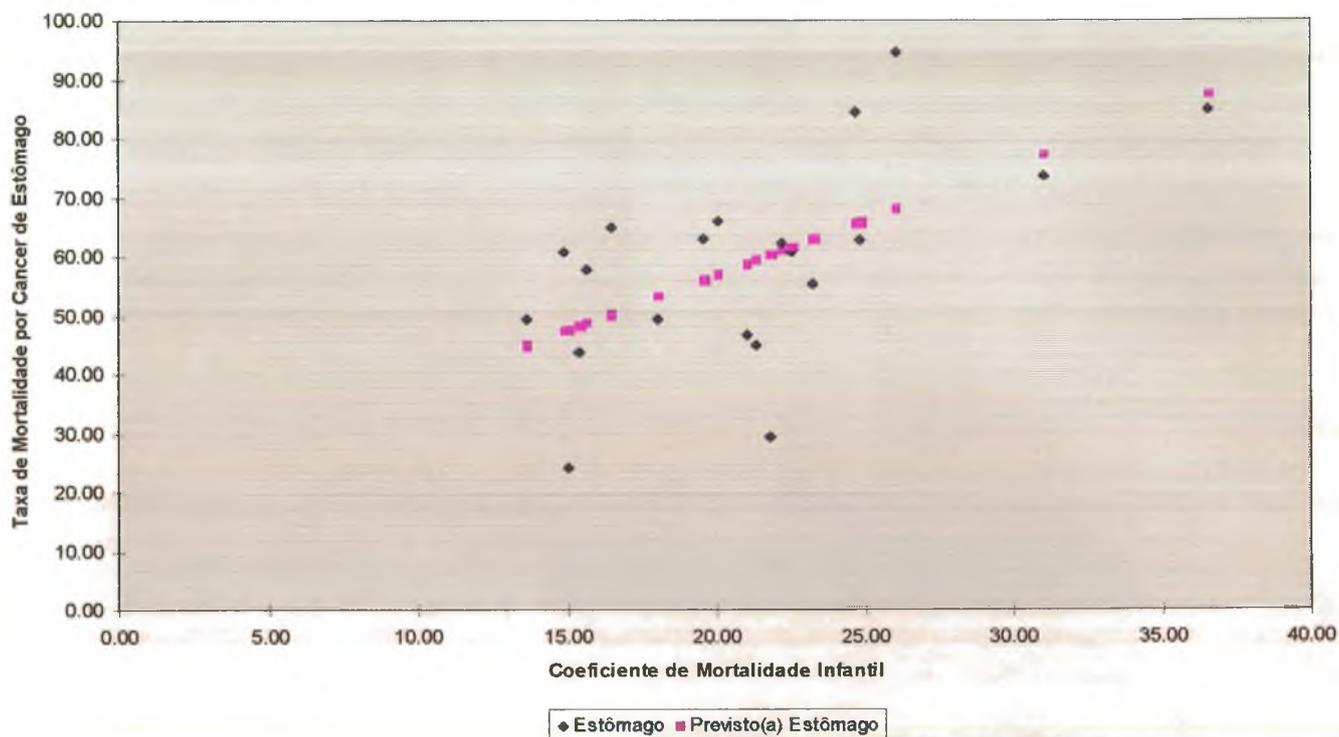


Por fim, identifica-se uma correlação positiva de $r=0,61$ e um coeficiente de determinação de $r^2=0,37$ ($p<0,001$) entre as duas medidas para as microrregiões. A equação da reta, explicada pela fórmula $Y=\beta_0 + \beta_1 X$, pode ser expressa por:

Taxa de mortalidade por câncer de estômago = 19.6917 + 1.8508*coeficiente de mortalidade infantil

O diagrama de dispersão e a reta ajustada da equação podem ser visualizados no gráfico 5.

Gráfico5 - Diagrama de dispersão e reta ajustada da equação de regressão linear simples entre Taxa de mortalidade por câncer de estômago e Coeficiente de Mortalidade Infantil por microrregiões, SC, 1991



4. DISCUSSÃO

O presente estudo objetiva explorar a relação entre a distribuição da mortalidade por câncer de estômago e o contexto socioeconômico das várias regiões do estado de Santa Catarina. Tomatis (1997) assinala a importância deste tema como referencial explicativo para o desenvolvimento de estudos de causalidade em base populacional, sem se contrapor, necessariamente, ao nível molecular ou individual, mas complementando, ou mesmo, reconstruindo resultados nesses níveis(Pearce,1997).

Na medida em que este estudo apresenta um desenho do tipo ecológico, correlacionando as taxas de mortalidade por câncer de estômago com os coeficientes de mortalidade infantil não é possível, e nem é sua pretensão, inferir os achados feitos a partir de dados agregados para os indivíduos que compõem as populações das várias regiões. Esta impossibilidade decorre da possibilidade de existência de um viés de agregação (o modo como foram constituídos os grupos para análise) e/ou de um viés de especificação, ao não se considerar em possíveis fatores de confusão no interior dos grupos (Morgenstern, 1982). Um dos requisitos para o sucesso deste tipo de estudo diz respeito à homogeneidade da exposição no interior do grupo. No presente estudo, não se contou com um processo prévio de seleção de grupos que permitisse afirmar que a distribuição das taxas de mortalidade estivesse refletindo, de modo homogêneo, os fatores de risco preditivos. O ajuste das taxas pela estrutura etária das populações foi uma alternativa utilizada no sentido de melhorar a comparabilidade entre as regiões. Contudo, deve-se enfatizar que o estudo explora as diferenças das taxas de mortalidade por câncer de estômago observadas entre as populações e as possíveis diferenças socioeconômicas existentes entre elas, e não as possíveis diferenças entre os indivíduos que morreram por câncer de estômago. Deste modo, os resultados devem ser considerados apenas como sugestivos da possível influência de certos fatores socioeconômicos predominantes nas várias regiões do Estado sobre as taxas de óbito por câncer de estômago.

A utilização de dados secundários pode apresentar alguns problemas de validade (cobertura e qualidade dos registros). Assim, por exemplo, o uso das informações de mortalidade, obtidas a partir do Sistema de Informações do Ministério da Saúde em Santa Catarina, exige certos cuidados, principalmente, em relação ao sub-registro de óbitos. O Ministério da Saúde considera como tendo cobertura integral aqueles municípios/estados que tenham um Coeficiente Geral de Mortalidade (CGM) maior que 6 por mil (MS, 1996) Em Santa Catarina, o CGM para o ano de 1991, foi de 5,1 óbitos por 1000 habitantes, sugerindo um problema de cobertura parcial. Entretanto, o sub-registro, em geral, é descrito como ocorrendo de modo mais importante entre os óbitos fetais e em menores

de 1 ano, ocorrendo, predominantemente, em áreas rurais, mais pobres e em pequenas cidades (MS, 1991). Isto afeta pouco os dados relativos à mortalidade por câncer de estômago, mas pode causar uma subestimativa dos Coeficientes de Mortalidade Infantil. Utilizou-se, aqui, o Coeficiente de Mortalidade Infantil agrupado por meso e microrregião, que permite uma atenuação da possível subestimativa assinalada.

Ainda em relação à validade dos resultados, a qualidade do preenchimento da causa básica pode ter subestimado os resultados, tanto pela possibilidade de erro diagnóstico (caso de câncer de estômago atestado como outra doença e vice-versa), quanto pela indefinição da causa básica (excesso de atestados como "neoplasia maligna sem especificação" ou no grupo dos "Sintomas, sinais e afecções mal-definidas").

No entanto, alguns estudos têm mostrado que o grupo das neoplasias malignas apresenta boa acurácia (Puffer & Griffith, 1968; Percy et al., 1981; Schnitmann, 1990). Monteiro et al. (1997) estudaram uma amostra aleatória de 394 D.O.s do Estado do Rio de Janeiro em 1990, que tinham como causa básica as neoplasias, e que foram, novamente, codificadas por técnico independente, encontrando uma concordância de 90,1% com kappa de 0,89 (95% IC 0,86-0,92). Os mesmos autores estudaram, ainda, 86 das 645 D.O.s, cuja causa era câncer de estômago, no município do Rio de Janeiro, submetendo-as à comparação com dados de prontuário (confirmação clínico-laboratorial), tendo encontrado um valor preditivo positivo de 90,7%, indicando boa qualidade no registro desta patologia nas Declarações de Óbito. (Monteiro et al., 1997)

Existe, ainda, a possibilidade de um viés de classificação da causa básica de morte em função do elevado percentual de causas mal-definidas (15,8%), que deve ter sido atenuado pela redistribuição proporcional das causas mal-definidas (capítulo XVI da CID-9) e das neoplasias com localização não especificada, em relação ao diagnóstico de câncer de estômago (CID 151).

Finalmente, deve-se considerar que, embora os óbitos sejam registrados de acordo com o local de residência, é possível existir alguma "inflação" de óbitos na capital, pois algumas pessoas

podem utilizar o endereço de familiares quando vão em busca de assistência médica especializada.

Alguns autores têm assinalado a tendência declinante das taxas de mortalidade por câncer de estômago (Howson et al.,1986; Hoel et al.,1992; Pisani et al.,1993; La Vecchia et al.,1993). Esta diminuição apresenta padrões diferenciados entre os diversos países e entre regiões no interior de um mesmo país. Hoel et al. (1992) descrevem taxas de mortalidade elevadas para a Ásia e Europa Oriental, um padrão intermediário para Europa Ocidental e Países Nórdicos e taxas baixas para os Estados Unidos. La Vecchia et al. (1993) assinalam estas diferenças entre países, mostrando que Costa Rica, Chile, Colômbia e Equador ainda apresentam taxas elevadas (até 9 vezes maiores) quando comparados com os Estados Unidos. Estudos nacionais descrevem a mesma tendência (Latorre,1997; Fonseca,1995; Mendonça,1997) durante as décadas de 70 e 80. Sichieri et al. (1992) assinalam importantes diferenças regionais na distribuição das razões de mortalidade proporcional por câncer de estômago, isto é, regiões mais desfavorecidas, como o Norte e Nordeste brasileiros, que apresentam taxas de mortalidade mais elevadas do que as regiões Sul e Sudeste; também observaram um gradiente entre interior e capital, com maiores taxas de mortalidade no interior (Mendonça,1997; Boschi et al.,1991).

O presente estudo constatou a existência de diferenças regionais na mortalidade por câncer de estômago em indivíduos de sexo masculino, em Santa Catarina, e que as maiores taxas ocorreram em regiões que também apresentam valores elevados para o Coeficiente de Mortalidade Infantil. Este indicador reflete, em certa medida, um determinado contexto socioeconômico, que inclui os investimentos públicos e políticas médico-sociais compensatórias (Victora & Blank, 1980; Victora et al,1989; Oliveira & Mendes,1995). A correlação encontrada entre mortalidade por câncer de estômago e mortes em menores de 1 ano sugere, portanto, que fatores estruturais determinantes das condições de vida das respectivas populações de cada região de Santa Catarina podem estar implicados nas diferenças observadas.

Hipoteticamente, estas diferenças regionais podem ser atribuídas, em parte, à formação

histórica de suas cidades, suas culturas e suas estruturas de produção predominantes. O Censo de 1991 constatou que a população de Santa Catarina se distribui, principalmente, em cidades entre 50 e 150 mil habitantes, estando 45% da população concentrada em 16 municípios e 70% em áreas urbanas. Aponta, também, um importante movimento migratório das cidades com menos de 10.000 habitantes para as cidades pólos e arredores, minimizando os efeitos relativos à urbanização de um único pólo (SC,1992).

Estes pólos regionais seguem, aproximadamente, o processo de colonização, que se deu do litoral (colonização portuguesa) para o interior (alemães e italianos no Vale do Itajaí e italianos no Sul) nos séculos XVII, XVIII e XIX. O Planalto Central e a Fronteira Oeste foram colonizados por imigrantes gaúchos já neste século. Estes aspectos do processo de colonização influenciaram as características do desenvolvimento econômico atual, que também se deu de modo diversificado e regionalizado. Na Grande Florianópolis há o predomínio de serviços, nas regiões Norte e Vale do Itajaí é forte setor industrial e nas regiões Serrana e Oeste predomina o setor agrário (pecuária e agroindústrias).(CIASC, 1997).

Estas diferenças histórico-culturais e econômicas podem, igualmente, influenciar os hábitos alimentares, como a ingestão diferenciada de alimentos conservados com sal e defumados, considerados como importantes fatores de risco para o desenvolvimento do câncer de estômago (Doll,1990).

Neste sentido, faz-se necessário o desenvolvimento de estudos mais detalhados que possam melhor analisar os fatores socioeconômicos envolvidos no processo de desigualdades regionais, com vistas a contribuir para o conhecimento dos fatores determinantes da mortalidade por câncer de estômago em Santa Catarina.

5. BIBLIOGRAFIA

- BOSCHI, C.; COLEMAN, M.P. & CASTILHO, E.A. , 1991. Diferenciais regionais de mortalidade por câncer no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, 1979-1981. *Revista de Saúde Pública*, 25: 267-75.
- BRITO, A.V., 1997. Câncer de Estômago: fatores de risco. *Cadernos de Saúde Pública*, 13(supl 1): 39-52.
- CIASC (Centro de Informatica e Automação de Santa Catarina), 1997. *Santa Catarina - Perfil Interativo*. Florianópolis: CIASC, 1 disco compacto.
- CORELLA, D.; CORTINA, P.; GUILLEN, M. & GONZÁLEZ, J.I., 1996. Dietary habits and geographic variation in stomach cancer mortality in Spain. *European Journal of Cancer Prevention*, 5: 249-257.
- DOLL, R., 1990. Diet and Câncer. *The Proceedings of the Nutrition Society*, 49: 119-31.
- FAGGIANO, F.; LEMMA, P.; COSTA, G.; GNAVI, R. & PAGNANELLI, F., 1995. Cancer mortality by educational level in Italy. *Cancer. Causes and Control*, 6: 311-320.
- FONSECA, L.A.M., 1995. A evolução das doenças neoplásicas. In: *Velhos e novos males da saúde pública no Brasil. A evolução do país e suas doenças*. (C.A. Monteiro, org.), pp.268-278, São Paulo, Hucitec.
- HOEL, D.G.; DAVIS, D.L.; MILLER, A.B.; SONDIK, E.J. & SWERDLOW, A.J., 1992. Trends in cancer mortality in 15 industrializes countries, 1969-1986. *Journal of National Cancer Institute*, 84: 313-320.
- HOWSON, C.P.; HIYAMA, T. & WINDER, E.L., 1986. The decline in gastric cancer: epidemiology of na unplanned triumph. *Epidemiologic Reviews*, 8: 1-27.
- LA VECCHIA, C.; LUCCHINI, F.; NEGRI, E.; BOYLE, P. & LEVI, F., 1993. Trends in cancer mortality in the Americas, 1955-1989. *The European Journal of Cancer*, 29A: 431-70.

- LATORRE, M.R.D.O., 1997. A mortalidade por câncer de estômago no Brasil: análise do período de 1977 a 1989. *Cadernos de Saúde Pública*, 13(supl 1): 67-78.
- MENDONÇA, G.A.S., 1997. Evolução da mortalidade por câncer de estômago no estado do Rio de Janeiro: uma comparação entre a região metropolitana e o interior no período de 1979 a 1986. *Cadernos de Saúde Pública*, 13(supl 1):85-92.
- MONTEIRO, G.T.R.; KOIFMAN, R.J. & KOIFMAN, S., 1997. Confiabilidade e validade dos atestados de óbito por neoplasias. I. Confiabilidade da codificação para o conjunto das neoplasias no Estado do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, 13(supl 1): 39-52.
- MONTEIRO, G.T.R.; KOIFMAN, R.J. & KOIFMAN, S., 1997. Confiabilidade e validade dos atestados de óbito por neoplasias. II. Validação do câncer de estômago como causa básica dos atestados de óbito no Município do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, 13(supl 1):53-66.
- MORGENSTERN, H., 1982. Uses of ecologic analysis in epidemiologic research. *American Journal of Public Health*, 72:1336-44.
- MS (Ministério da Saúde), 1991. *Análise de Mortalidade: delineamentos básicos*. Brasília: Fundação Nacional de Saúde, Coordenação de Informações Epidemiológicas, 85p.
- MS (Ministério da Saúde), 1996. *Estatísticas de Mortalidade: Brasil, 1991*. 1a ed. Brasília: CENEPI, Fundação Nacional de Saúde, 553p.
- OLIVEIRA, L.A.P. & MENDES, M.M.S., 1995. Mortalidade infantil no Brasil: uma avaliação de tendências recentes. In: *Os Muitos Brasis: saúde e população na década de 80*. (M.C.S.Minayo, org), pp. 291-303, São Paulo - Rio de Janeiro: Editora Hucitec-Abrasco.
- PEARCE, N., 1997. Why study socioeconomic factors and cancer. In: *Social Inequalities and Cancer* (M. Kogevinas, N. Pearce, M. Susser & P. Boffetta, orgs), pp. 17-24, Lyon, IARC Scientific Publications nº138.
- PEARCE, N.E. & HOWARD, J.K. , 1986. Occupation, social class and male cancer mortality in

- New Zeland, 1974-78. *International Journal of Epidemiology*, 15: 456-62.
- PERCY, C.; STANEK, E. & GLOECKLER, L. , 1981. Accuracy of Cancer Death Certificates and its effect on cancer mortality statistics. *American Journal of Public Health*, 71: 242-50.
- PINTO, F.G. & CURI, P.R.,1991. Mortalidade por neoplasias no Brasil (1980/1983/1985): agrupamento dos Estados, comportamento e tendências. *Revista de Saúde Pública*, 25: 276-81.
- PISANI, P.; PARKIN, D.M. & FERLAY, J., 1993. Estimates of the worldwide mortality from eighteen major cancers in 1985. Implications for prevention and projections of future burden. *International Journal of Cancer*, 55: 891-903.
- PUFFER, R.R. & GRIFFITH, G.W., 1968. *Características de la mortalidad urbana*: Informe de la investigación interamericana de mortalidad. Washington D.C.: Organización Panamericana de la Salud, Publicación Científica n. 151.
- SANTAHELENA, E.T. & BLANK, N., 1998. Magnitude da Mortalidade por Neoplasias Malignas em Santa Catarina (Brasil), 1980-1991. (Não Publicado).
- SC (Secretaria de Estado do Planejamento e Fazenda), 1992. *Censo 91- Santa Catarina: primeira avaliação demográfica*. Florianópolis: Documento 5/92, Mimeo.
- SC (Secretaria de Estado da Saúde), 1995. *População de Santa Catarina-DIRP/GEINF, versão 1.1*. Florianópolis. Disquete 3^{1/2} , 4 arquivos. Banco de dados.
- SCHNITMAN, A., 1990. Análise da fidedignidade da declaração da causa básica de morte por câncer em Salvador , Brasil. *Revista de Saúde Pública*, 24: 490-6.
- SICHERI, R.; LOLIO, C.A.; CORREIA, V.R. & EVERHART, J.E., 1992. Geographical patterns of proportionate mortality for the most common causes of death in Brazil. *Revista de Saúde Pública*, 26: 424-30.
- TOMATIS, L., 1995. Socioeconomic factors and human cancer. *International Journal of Epidemiology*, 62: 121-25.
- TOMATIS, L., 1997. Poverty and Cancer. In: *Social Inequalities and Cancer* (M. Kogevinas, N.

Pearce, M. Susser & P. Boffetta, orgs), pp. 25-40, Lyon, IARC Scientific Publications nº138.

VICTORA, C.G. & BLANK, N., 1980. Mortalidade Infantil e estrutura agrária no Rio Grande do Sul. *Ciência e Cultura*, 32: 1223-1235.

VICTORA, C.G.; BARROS, F. & VAUGHAN, J.P., 1989. *Epidemiologia da Desigualdade*. São Paulo, Hucitec.

ESTUDO 3

DIFERENÇAS SOCIOECONÔMICAS E MORTALIDADE POR CÂNCER DE ESTÔMAGO EM SANTA CATARINA: UM ESTUDO ECOLÓGICO

AUTORES/INSTITUIÇÕES

Ernani Tiaraju de Santa Helena

Universidade Regional de Blumenau

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Comunitária

Nelson Blank

Universidade Federal de Santa Catarina

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Pública

Emil Kupek

Universidade Federal de Santa Catarina

Centro de Ciências da Saúde - Departamento de Saúde Pública

RESUMO

Diversos estudos têm sugerido a associação entre mortalidade por câncer de estômago e condições socioeconômicas desfavoráveis nos planos individual e coletivo. Pretendeu-se, aqui, estudar a influência dos fatores socioeconômicos agregados, em relação às taxas de mortalidade por câncer de estômago nas 20 microrregiões de Santa Catarina, Brasil. Em um desenho ecológico, utilizou-se o modelo de regressão linear simples e múltipla para estabelecer a associação entre as taxas de mortalidade por câncer de estômago e 28 variáveis que expressaram diferenças socioeconômicas em nível microrregional. No modelo de regressão simples, a “proporção de domicílios com freezer” foi a variável com maior coeficiente de determinação ($r^2=0,63$). No modelo de regressão múltipla, 6 variáveis “explicaram” 87% da variância. A análise de componentes principais destas variáveis resultou em dois fatores, que podem representar áreas urbanizadas e industrializadas, de um lado, e alta concentração de renda e mortalidade infantil, de outro. Isto sugere que algumas características socioeconômicas regionais podem ser úteis na predição mortalidade por câncer de estômago.

Palavras-chaves: Mortalidade; Câncer de Estômago; Diferenças socioeconômicas; estudo ecológico.

ABSTRACT

Group and individual based studies have suggested that there is an association between poor socioeconomic status and stomach cancer mortality. This paper studies the relationship between socioeconomic factors and stomach cancer mortality rates in 20 regions in Santa Catarina State, Brazil. Using an ecological study design (region based), were used 28 variables to measure socioeconomic factors, and association was obtained by simple and multiple regression analysis. “Proportion of households with freezers” presents the major determination coefficient ($r^2=0,63$) in simple regression analysis. Six variables predict 87% of variance in multiple regression model. Principal components analysis results in 2 factors that could represent urban and industrialized areas and income concentration and infant mortality, respectively. This suggests that some socioeconomic regional characters can be useful to predict stomach cancer mortality.

Key-words: Mortality, Stomach cancer, Socioeconomic differences, ecological study.

1. INTRODUÇÃO

O câncer de estômago é a segunda causa mais freqüente de morte entre as neoplasias malignas em todo o mundo, sendo que as taxas mais elevadas são encontradas no Leste asiático e ex-União Soviética. Europa e América do Sul apresentam taxas intermediárias e os Estados Unidos e Austrália as taxas mais baixas¹. Nas Américas, países como Costa Rica, Chile, Colômbia e Equador ainda apresentam taxas elevadas, quando comparados com Estados Unidos². No Brasil, esta neoplasia maligna foi a principal causa de morte por câncer na década de 80³, enquanto em Santa Catarina figurou como a primeira causa de morte entre as neoplasias malignas para o sexo masculino e segunda para o sexo feminino no início dos anos 80. Ainda neste Estado, em 1991, ela passou a ser a segunda causa entre os homens e a terceira entre as mulheres⁴. Contudo, observa-se uma tendência de declínio das taxas de mortalidade por câncer de estômago, tanto em âmbito internacional⁵, quanto nacional⁶.

A influência da posição socioeconômicas dos indivíduos na definição do perfil de morbimortalidade em adultos têm sido fartamente demonstrada^{7,8,9}. Especificamente em relação ao câncer, um estudo desenvolvido na Suécia, com base no “Swedish Cancer Environment Registry”, observou uma associação entre várias localizações de câncer e grupos socioeconômicos com elevadas taxas de incidência para câncer de pulmão e de estômago, entre trabalhadores manuais, cólon e mama entre trabalhadores não-manuais, e lábio e estômago entre agricultores autônomos¹⁰. Outro autor sugere a influência de fatores socioeconômicos no perfil de mortalidade por câncer, ao examinar as diferenças de perfis entre os países industrializados e em desenvolvimento¹¹. Outros estudos mostram que fatores socioeconômicos, medidos através da categoria ocupacional ou escolaridade dos indivíduos, determinam diferenças nas taxas de mortalidade. Os indivíduos pertencentes às categorias de trabalhadores menos qualificados e agricultores, ou de menor escolaridade, são aqueles com risco mais elevado para a mortalidade por câncer de estômago^{12,13,14}. Assim, as diferenças socioeconômicas entre grupos populacionais parecem determinar, em parte, diferenças no padrão de

morbi-mortalidade por câncer, tanto pelo modo como estes grupos estão expostos a agentes carcinógenos ou a fatores de proteção, bem como pelas possibilidades de acesso a medidas de prevenção primária, secundária ou terciária^{1,15,16}.

No caso específico do câncer de estômago, certos autores afirmam que a melhoria técnica na conservação de alimentos (uso de refrigeração), a modificação de padrão de ingestão alimentar (diminuição de alimentos defumados e/ou conservados com sal e aumento de ingestão de frutas e vegetais), bem como o combate ao *Helicobacter pylori*, desempenham papel importante na redução da morbi-mortalidade por este tipo de câncer^{1,2,17,18}. Portanto, o declínio observado para as taxas de mortalidade parece estar mais associado ao declínio da incidência da doença, do que ao acesso ao diagnóstico precoce ou técnicas terapêuticas mais eficazes⁵.

Em um estudo ecológico, desenvolvido em Santa Catarina, observaram-se diferenças regionais nas taxas de mortalidade por câncer de estômago em homens, além de uma moderada correlação entre estas taxas e os coeficientes de mortalidade infantil das várias microrregiões do Estado, sugerindo uma relação entre a mortalidade por câncer gástrico e as condições socioeconômicas em um contexto estrutural¹⁹.

O presente trabalho objetiva aprofundar o estudo da influência de fatores socioeconômicos macro-estruturais como possível explicação das diferenças regionais das taxas de mortalidade por câncer de estômago em homens no estado de Santa Catarina. Assim, pretende-se responder à seguinte pergunta: existe relação entre as taxas de mortalidade por câncer de estômago em homens e alguns fatores demográficos, sanitários e socioeconômicos agregados, distribuídos de modo diferente pelas várias microrregiões do estado de Santa Catarina?

2. MATERIAIS E MÉTODOS

Desenho de estudo

Este é um estudo ecológico, onde foram estudados os óbitos não fetais, cuja causa básica foi a neoplasia maligna de estômago (código 151 da CID-9), ocorridos em indivíduos do sexo masculino, residentes nos 216 municípios de Santa Catarina no ano de 1991, agrupados em 20 microrregiões definidas pelo IBGE²⁰.

Caracterização do Estado

Santa Catarina, um dos estados da Região Sul do Brasil, conta com uma superfície de 95.442,9 km². Essa área corresponde a 1,12 % do território brasileiro e a 16,57% da área da Região Sul. O Estado é o 11º mais populoso, com 4.541.994 habitantes, que correspondem a 3% da população brasileira. Observa-se os efeitos da chamada transição demográfica, com um estreitamento da base da pirâmide, mas ainda com taxa de crescimento positiva. As microrregiões delimitadas pelo IBGE apresentam marcadas diferenças quanto a sua história, colonização, traços culturais e composição de setores econômicos²¹.

Fontes de dados e definição das variáveis

Os registros foram obtidos a partir das Declarações de Óbito processadas pela Gerência de Informática, da Secretaria de Estado da Saúde de Santa Catarina. A causa básica dos óbitos foi estabelecida e codificada de acordo com a Classificação Internacional de Doenças - 9ª Revisão (CID-9), por profissionais de saúde da Secretaria de Estado da Saúde treinados pelo Centro Brasileiro de Classificação de Doenças.

O registro de óbitos por câncer é considerado de melhor qualidade do que o da maioria das outras causas agrupadas^{22,23}. Especificamente para o câncer de estômago, parece haver uma boa

confiabilidade diagnóstica (especificidade)^{24,25}, embora subestimada, em parte, pelas causas mal-definidas ou neoplasias de localização não especificada. Como podem ocorrer diferenças na qualidade dos registros de óbito por câncer entre os diversos municípios, procedeu-se a um ajuste em duas etapas, redistribuindo-se, proporcionalmente, os óbitos codificados no grupo dos "Sintomas, sinais e afecções mal-definidas" (capítulo 16 da CID-9) entre as neoplasias malignas de estômago existentes. Obteve-se a proporção de causas mal-definidas por sexo e faixa etária dividindo-se o total de óbitos registrados neste grupo pelo total de óbitos menos as "Causas externas". Excluiu-se do denominador o grupo das causas externas, uma vez que estas costumam ser corretamente agrupadas por razões médico-legais, sendo praticamente nulos os acidentes ou violências colocados no grupo das causas mal-definidas²⁶. A seguir, multiplicaram-se os óbitos por câncer de estômago em cada faixa etária pela proporção de causas mal-definidas para cada faixa etária. Numa segunda etapa, redistribuíram-se proporcionalmente as "neoplasias malignas sem especificação" (CID-199), seguindo a mesma metodologia.

As informações sobre população foram tomadas do aplicativo "População de Santa Catarina – DIRP/GEINF, versão 1.1", com dados do IBGE relativos ao Censo de 1991²⁰.

Para efeito das análises estatísticas, foram consideradas como variáveis dependentes as Taxas de Mortalidade por câncer de estômago em homens com mais de 34 anos, nas 20 microrregiões do Estado, padronizadas por idade e sexo, pelo método direto, usando-se a população mundial como padrão.

Utilizou-se uma série de variáveis agregadas expressando algumas condições demográficas, sanitárias e socioeconômicas das 20 microrregiões do estado de Santa Catarina para o ano de 1991, agrupadas e definidas conforme a Tabela 1.

Tabela 1 - Distribuição das variáveis de estudo agrupadas por categorias

| Agrupamento | Código | Conceito |
|-----------------------------|---------------|--|
| Condições de Gerais de Vida | CMI | Coefficiente de mortalidade infantil |
| Urbanização | Lixo | Proporção de domicílios com coleta de lixo |
| | Aguared | Proporção de domicílios com água da rede |
| | Esgoto | Proporção de domicílios com esgoto de rede e fossa séptica |
| | Proprur | Proporção da população rural |
| | Pessdomi | Número de pessoas por domicílio |
| Setores econômicos | Primario | Proporção da PEA no setor primário |
| | Secunda | Proporção da PEA no setor secundário |
| | Terciar | Proporção da PEA no setor terciário |
| Renda | Gini | Concentração de renda medido pelo Índice de Gini |
| | Rmedch | Renda nominal média do chefe da família |
| | Mlavrur | Proporção de domicílios rurais com máquina de lavar roupa |
| | Mlavurb | Proporção de domicílios urbanos com máquina de lavar roupa |
| | Mlavgot | Proporção de domicílios com máquina de lavar roupa |
| Escolaridade | Txanalf | Proporção de analfabetos entre pessoas com 10 e mais anos |
| | Proanalf | Proporção de analfabetos com 10 e mais anos entre regiões |
| Raça/Cor | Branco | Proporção de brancos na população |
| | Pretpard | Proporção de pretos e pardos na população |
| | Amarelo | Proporção de amarelos na população |
| Assistência médica | Leitohab | Leitos hospitalares por mil habitantes |
| | Medhab | Médicos por mil habitantes |
| | Espechab | Leitos especializados por mil habitantes |
| Conservação de alimentos | Gelarur | Proporção de domicílios rurais com geladeira |
| | Gelaurb | Proporção de domicílios urbanos com geladeira |
| | Gelatot | Proporção de domicílios com geladeira |
| | Frezrur | Proporção de domicílios rurais com freezer |
| | Frezurb | Proporção de domicílios urbanos com freezer |
| | Freztot | Proporção de domicílios com freezer |

À exceção do grupo de assistência médica, cujas informações sobre leitos hospitalares e médicos provieram da Secretaria de Estado da Saúde, e dos dados de mortalidade em menores de 1

ano provenientes do Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde, todas as demais variáveis foram obtidas do Censo Demográfico do IBGE, 1991.

Análise estatística

Utilizou-se a regressão linear múltipla como método que permite estabelecer a associação entre variáveis contínuas²⁷, construída através da expressão:

$$Y = \beta_0 + (\beta_1 * X_1) + (\beta_2 * X_2) + \dots + (\beta_i * X_i)$$

onde,

Y = variável independente

X_i = variáveis dependentes

β₀ = intercepto

β_i = parâmetros do modelo.

Com vistas a detectar possível colinearidade entre as variáveis dependentes, foi construída uma matriz de correlação entre elas, sendo considerado como “alta correlação” um coeficiente $r \geq 0,90$. Dentre as variáveis que apresentaram colinearidade, optou-se por incluir na modelagem final as que apresentaram maiores coeficientes de determinação na análise de regressão simples. Cada variável foi analisada por este método, tendo-se construído gráficos de dispersão com reta ajustada, avaliação para Distribuição Normal e análise de resíduos.

O modelo final de regressão múltipla foi construído de modo seqüencial, incluindo as variáveis que obtiveram maior significância (F parcial) na análise de regressão simples (erro tipo alfa $\leq 0,20$) ou que foram consideradas teoricamente importantes e passíveis de serem testadas ("Gini", "Pessdomi" e "Txanalf"). Entraram no modelo, inicialmente, as 2 variáveis com maior coeficiente de determinação ("freztot" e "CMI"). As demais variáveis foram divididas em 2 grupos, definidos arbitrariamente: no grupo 1, variáveis que apresentaram correlação de $r \leq 0,20$ para pelo menos 1 das duas principais variáveis preditoras e, no grupo 2, aquelas com correlação de $r > 0,20$. Foi testado o modelo com ambos os blocos, optando-se pelo bloco que apresentou melhor

coeficiente de determinação. A seguir, foi adotado procedimento de retirada sequencial das variáveis que tinham menor contribuição para o modelo final ($p < 0,05$).

O teste estatístico utilizado para hipóteses foi o F-parcial, sendo aceito um nível de significância de $p \leq 0,05$.

Por fim, foi realizada a Análise Fatorial pelo método de Componentes Principais (ACP) com aquelas variáveis que compuseram o modelo final, método este que permite reduzir o número de dimensões que retenham o máximo de informações do espaço original²⁷. Este procedimento estatístico se caracteriza por encontrar fatores mutuamente ortogonais, que obedecem a uma ordem hierárquica de variância, sendo obtidos pesos (correlação entre variáveis originais e o componente principal) que variam de -1 a +1, indicadores da direção da associação. Foram considerados como significantes os fatores que possuíssem autovalores maiores que a unidade. Procedeu-se, ainda, à rotação pelo método "Varimax". No presente estudo, a utilização deste método teve o intuito de auxiliar na compreensão das possíveis dimensões estruturais que cada variável pudesse representar, a partir da definição dos diferentes fatores obtidos.

3. RESULTADOS

Através da matriz de correlação entre as variáveis dependentes, observou-se colinearidade entre as variáveis "Lixo" e "Aguared" ($r=0.9355$), "Proprur" e "Primário" ($r=0.9621$), "Lixo" e "Proprur" ($r= -0.9693$), "Lixo" e "Primário" ($r= -0.9409$), "Aguared" e "Primário" ($r= -0.9289$) e, por fim, entre "Aguared" e "Proprur" ($r= -0.9678$), expressando, provavelmente, uma mesma dimensão referente ao grau de urbanização.

Da mesma forma, variáveis tais como "Gelarur"/"Gelatot" ($r=0,9558$) e "Gelaurb"/"Gelatot" ($r=0,9566$), "Frezurur"/"Freztot" ($r=0,9643$), "Frezurb"/"Freztot" ($r=0.9841$) "Mlavrur"/"Mlavtot" ($r=0,9783$) e "Mlavurb"/"Mlavtot" ($r=0,9893$) e "Branços" / "Pretpard" ($r= -0,9900$), também mostraram uma alta correlação, não permitindo o seu uso simultâneo.

A tabela 2 apresenta o resultado da análise de regressão simples.

Tabela 2 - Análise de regressão linear univariada para taxa de mortalidade por câncer de estômago (excluídas as variáveis com colinearidade).

| Variáveis | r | r ² | β_1 | Intervalo de Confiança | | F _{1,19} (*) |
|-----------|-------|----------------|-----------|------------------------|-----------|-----------------------|
| Freztot | -0.80 | 0.63 | -115.3306 | -158.8405 | -71.8208 | 31.0136 |
| CMI | 0.61 | 0.37 | 1.8508 | 0.6528 | 3.0487 | 10.5335 |
| Gelarur | -0.60 | 0.36 | -68.9474 | -114.6021 | -23.2927 | 10.0671 |
| Proprur | -0.53 | 0.28 | -47.5952 | -85.0602 | -10.1301 | 7.1238 |
| Amarelos | 0.52 | 0.28 | 9531.698 | 1861.427 | 17201.97 | 6.8162 |
| Pretpard | 0.51 | 0.26 | 138.2745 | 23.6822 | 252.8668 | 6.4270 |
| Secunda | 0.50 | 0.25 | 63.0603 | 9.3123 | 116.8085 | 6.0761 |
| Espechab | 0.42 | 0.18 | 6.2059 | -0.4101 | 12.8218 | 3.8838 |
| Medhab | 0.35 | 0.12 | 8.6848 | -2.7969 | 20.1667 | 2.5255 |
| Terciar | 0.34 | 0.12 | 46.5277 | -16.7825 | 109.8378 | 2.3840 |
| Mlavrur | -0.31 | 0.09 | -30.2227 | -76.5269 | 16.00814 | 1.8805 |
| Esgoto | 0.29 | 0.08 | 26.8212 | -16.8422 | 70.4847 | 1.6656 |
| Mlavurb | -0.24 | 0.06 | -27.9710 | -85.0035 | 29.0616 | 1.0617 |
| Proanalf | 0.23 | 0.05 | 148.3826 | -166.5764 | 463.3417 | 0.9797 |
| Outcor | 0.22 | 0.05 | 1084.0476 | -1286.0867 | 3454.1819 | 0.9234 |
| Gini | 0.20 | 0.04 | 142.1367 | -203.0679 | 487.3412 | 0.7483 |
| Leitohab | 0.19 | 0.04 | 4.7379 | -7.3852 | 16.8610 | 0.6742 |
| Mlavtot | -0.17 | 0.03 | -18.5775 | -70.5607 | 33.4057 | 0.5637 |
| Pessdomi | 0.04 | 0.00 | -2.4434 | -31.6098 | 26.72297 | 0.8623 |
| Rmedch | 0.01 | 0.00 | 0.0000 | -0.0003 | 0.0002 | 0.0021 |
| Txanalf | 0.01 | 0.00 | 4.2135 | -314.9977 | 323.4246 | 0.0008 |

(*) os itens assinalados em negrito são significativos para $p \leq 0.20$

O modelo final de regressão linear múltipla é apresentado na tabela 3, onde se observa que as 6 variáveis ("freztot", "CMI", "Gini", "medhab", "terciar" e "secunda"), que contribuíram em conjunto para o modelo final, 'explicaram' 87% da variância relativa às diferenças regionais das taxas de mortalidade por câncer de estômago.

Tabela 3 - Modelo final de regressão linear múltipla para a taxa de mortalidade por câncer de estômago.

| Variáveis | Coeficientes | Intervalo de Confiança | | valor-P |
|-----------|--------------|------------------------|----------|---------|
| | | inferior | superior | |
| Freztot | -101.6273 | -136.6866 | -66.5681 | 0.0000 |
| CMI | 0.9062 | 0.2609 | 1.5514 | 0.0096 |
| Gini | 193.7983 | 30.0474 | 357.5492 | 0.0239 |
| Medhab | 12.6846 | 4.9134 | 20.4558 | 0.0037 |
| Terciar | -78.7800 | -123.0042 | -34.5558 | 0.0020 |
| Secunda | 36.7513 | 4.3947 | 69.1080 | 0.0290 |

$r^2=0,92$ r^2 ajustado=0,87

A Tabela 4 apresenta os resultados da análise dos componentes principais (ACP) que definiram 2 fatores, compreendendo, em conjunto, 69,33% da variância. O primeiro fator (autovalor = 2,5147) é composto pelas variáveis "medhab", "secunda" e "terciar", e o segundo (autovalor = 1,6451), pelas variáveis "CMI" e "Gini".

Tabela 4 - Análise dos Componentes Principais das variáveis dependentes que entraram no modelo de regressão linear múltipla, com rotação pelo método "Varimax".

| Variáveis | Fator 1 | Fator 2 |
|-----------|-----------------|-----------------|
| Medhab | 0,829609 | -0,106655 |
| Freztot | -0,658194 | -0,516020 |
| Secunda | 0,743923 | -0,277874 |
| Terciar | 0,831210 | 0,228472 |
| Gini | -0,346432 | 0,791000 |
| CMI | 0,170042 | 0,782558 |

Por fim, na Tabela 5 são mostrados os coeficientes de correlação entre as variáveis que compuseram o modelo final.

Tabela 5 - Matriz de correlação da variáveis constituintes do modelo final de regressão linear múltipla para a taxa de mortalidade por câncer de estômago.

| | Freztot | CMI | Gini | Medhab | Terciar | Secunda |
|----------------|----------------|------------|-------------|---------------|----------------|----------------|
| Freztot | 1 | | | | | |
| CMI | -0.43636 | 1 | | | | |
| Gini | -0.07869 | 0.356402 | 1 | | | |
| Medhab | -0.30666 | -0.05815 | -0.18856 | 1 | | |
| Terciar | -0.55888 | 0.162954 | -0.02529 | 0.769359 | 1 | |
| Secunda | -0.37542 | 0.107142 | -0.51863 | 0.470335 | 0.319668 | 1 |

4. DISCUSSÃO

Algumas questões metodológicas preliminares, sobre o estudo da mortalidade por câncer e diferenças socioeconômicas, devem ser objeto de avaliação .

Inicialmente, é preciso discutir a qualidade dos registros de óbito (cobertura e acurácia). Em Santa Catarina, o Coeficiente Geral de Mortalidade para o ano de 1991 foi de 5,1 óbitos por 1000 habitantes, sugerindo um problema de cobertura parcial, pois o Ministério da Saúde considera como tendo cobertura integral aqueles municípios/estados que tenham um CGM maior 6 por mil²⁸. Contudo, este problema se deve, provavelmente, ao sub-registro de óbitos em menor de 1 ano²⁶, sem repercussão importante sobre os dados relativos à mortalidade por câncer de estômago.

Com relação à acurácia no preenchimento da causa básica, pode-se ter uma subestimativa dos resultados, tanto pela possibilidade de erro diagnóstico (casos de câncer de estômago atestados como outra doença e vice-versa), quanto pela indefinição da causa básica (excesso de atestados registrados como "neoplasia maligna sem especificação", ou como "Sintomas, sinais e afecções mal-definidas"). Alguns estudos, no entanto, têm mostrado que o grupo das neoplasias malignas apresenta boa acurácia^{22,23,24}. Em estudo realizado no Rio de Janeiro, comparando-se Declarações de Óbito cuja causa era o câncer de estômago, com dados de prontuário (confirmação clínico-laboratorial), encontrou-se um valor preditivo positivo de 90,7%, que indica boa qualidade no

registro desta patologia nas Declarações de Óbito²⁵.

Existe, ainda, a possibilidade de um viés de classificação da causa básica de morte devido ao elevado percentual de causas mal-definidas (15,8%). Este viés deve ter sido atenuado pela redistribuição proporcional dos óbitos classificados no grupo dos "Sintomas, sinais e afecções mal-definidas" (capítulo XVI da CID-9) e das "Neoplasias malignas sem especificação de localização" em relação ao diagnóstico de câncer de estômago (CID 151) efetuada neste estudo²⁶. Portanto, é pouco provável que tenha ocorrido um substancial viés de classificação da mortalidade por câncer de estômago capaz de influenciar os resultados.

Ainda, embora os óbitos sejam registrados de acordo com o local de residência do falecido, é possível que exista alguma "invasão de óbitos" para a microrregião de "Florianópolis", podendo ocasionar um incremento na estimativa das taxas de mortalidade nessa região. Isto pode acontecer, pois algumas pessoas podem utilizar o endereço de familiares residentes na capital quando vão em busca de assistência médica especializada.

A análise dos resultados sugere a influência de fatores socioeconômicos estruturais nas diferenças observadas das taxas de mortalidade por câncer de estômago entre as várias microrregiões de Santa Catarina.

Entretanto, na medida em que este é um estudo de desenho de tipo ecológico, que utiliza variáveis agregadas, torna-se fundamental o entendimento das dimensões estruturais representadas por cada uma dessas variáveis, pois estas podem representar a mensuração de mais de um fator causal^{29,30}.

A matriz de correlação contida na Tabela 5 e a Análise dos Componentes Principais (apesar da sua possível instabilidade devido ao pequeno número de observações - 20 microrregiões) auxiliam na interpretação das dimensões representadas pelas variáveis do modelo.

Assim, obteve-se, na análise de regressão, um coeficiente positivo para "medhab" e "secunda", que pode sugerir maior associação entre mortalidade por câncer de estômago e regiões

urbanizadas, supostamente de características industriais, pois obteve-se um coeficiente negativo para a variável "terciar". A matriz de correlação sugere a presença de alguma colinearidade entre estas variáveis, que é reiterada pela ACP, onde as três variáveis compõem o primeiro fator.

Com relação às variáveis "Gini" e "CMI", obteve-se um coeficiente positivo, que sugere uma associação com concentração de renda e fatores socioeconômicos estruturais. O relacionamento entre estas variáveis é sugerido, também, na matriz de correlação e pelo fato de ambas comporem o segundo fator da ACP.

Por fim, observa-se um coeficiente negativo em relação a "freztot" (principal variável preditora também na análise de regressão simples), que pode indicar tanto um componente de renda, como também a possibilidade de melhor conservação de alimentos. Hipoteticamente, supõe-se que aqueles que dispunham de recursos financeiros para possuir um freezer em 1991, já deviam ter uma geladeira em período anterior, garantindo um efeito de proteção contra o câncer de estômago, além de possuir outros bens de consumo (portanto, uma maior renda). No entanto, esta variável apresenta correlação negativa com todas as demais na matriz de correlação, bem como uma distribuição negativa e similar aos dois fatores da ACP. Portanto, a proporção de domicílios com freezer pode estar indicando que, nas áreas rurais, encontra-se desenvolvimento socioeconômico com menor concentração de renda

De modo geral, os achados estão em consonância com um modelo teórico explicativo para a mortalidade por câncer, onde alguns fatores socioeconômicos parecem desempenhar um papel relevante, provavelmente associados e interdependentes com outros fatores como raça, hábitos alimentares e conservação de alimentos (substituição do sal pela refrigeração). Neste sentido, em estudo ecológico realizado na Espanha, encontraram-se diferenças nas taxas de mortalidade entre diversas regiões associadas a diferentes padrões alimentares e, em menor medida, por diferenças sociais³¹. Outro estudo ecológico sobre alimentação e taxas de mortalidade por câncer em 10 capitais brasileiras, observou variação das taxas de mortalidade entre capitais (Belém apresentou taxas 3,3

vezes maiores que Recife para o sexo masculino) e uma forte correlação negativa entre ingestão de vitamina C e frutas e taxas de mortalidade por câncer gástrico. As autoras reconhecem, ainda, que há forte associação entre hábitos alimentares e fatores socioeconômicos em nível agregado³². Outro estudo exploratório, utilizando-se de análise fatorial e de conglomerados, sugere que a heterogeneidade na disponibilidade de geladeiras na década de 70 pode ter desempenhado papel importante sobre a incidência de câncer de estômago em 5 cidades brasileiras¹⁸.

Os estudos ecológicos, ao utilizarem grupos como unidade de análise, podem incorrer em erro inferencial ao assumir uma associação causal em nível individual, tendo por base observações feitas em nível de grupos³⁰. Este problema resulta de dois tipos de vieses. Primeiramente, um viés de agregação, onde os grupos apresentam problemas na sua composição, isto é, no que se refere à exposição, pois não são homogêneos internamente. No presente estudo, não foi possível proceder a uma seleção prévia dos grupos, isto é, os grupos (microrregiões) foram determinados por disponibilidade de informação e por terem um número de eventos que permitisse a estabilidade das medidas utilizadas. Uma alternativa usada, no sentido de melhorar a comparabilidade entre regiões, foi o ajuste das taxas pela estrutura etária das populações.

Outro problema, o viés de especificação, ocorre pois, quando os indicadores usados para medir as variáveis medidas no plano coletivo contêm outras variáveis desconhecidas e não controladas que determinam efeitos diversos no plano individual. Conforme já discutido acima, em especial nos estudos sobre diferenças socioeconômicas, deve-se considerar que as variáveis utilizadas como indicadores destas diferenças, estão fortemente correlacionadas entre si e podem indicar mais de um fator²⁹. Alguns autores, no entanto, afirmam que isto não seria propriamente um viés, mas um problema de construção do processo de explicação causal^{33,34}. Uma variável, tomada no plano coletivo (por exemplo, a proporção da PEA no setor terciário), foi usada para explicar uma situação coletiva, e não uma exposição individual. Assim, no presente estudo, foram usadas variáveis agregadas por região, com o objetivo de avaliar suas contribuições para um modelo explicativo

acerca do papel das diferenças socioeconômicas num contexto estrutural, sobre as taxas de mortalidade por câncer de estômago. Não se pretende, portanto, definir um modelo explicativo sobre as causas individuais para a mortalidade por câncer de estômago.

Enfim, este modelo ecológico de estudo permite, a baixo custo, estimar áreas ou grupos de risco que possam ser alvo de políticas públicas de prevenção, diagnóstico precoce e tratamento ou, ainda, de melhoria da qualidade de vida dos pacientes portadores desta patologia. Delineia-se, assim, um perfil de risco microrregional para a mortalidade por câncer de estômago em Santa Catarina, caracterizado por áreas urbanizadas e industrializadas, com elevada mortalidade infantil e concentração de renda, bem como pequena proporção de domicílios com freezer. Estas áreas devem ser tomadas como prioritárias para a prevenção de doenças crônicas como o câncer de estômago.

5. BIBLIOGRAFIA

1. Pisani P, Parkin DM, Ferlay J. Estimates of the worldwide mortality from eighteen major cancers in 1985: implications for prevention and projections of future burden. *Int J Cancer* 1993; 55:891-903.
2. La Vecchia C, Lucchini F, Negri E, Boyle P, Levi F. Trends in cancer mortality in the Americas, 1955-1989. *Eur J Cancer* 1993; 29a:431-70.
3. Pinto FG, Curi PR. Mortalidade por neoplasias no Brasil (1980/1983/1985): agrupamento dos Estados, comportamento e tendências. *Rev Saúde Publ* 1991; 25:276-81.
4. SantaHelena ET, Blank N. Magnitude da mortalidade por neoplasias malignas em Santa Catarina (Brasil), 1980-1991. *Rev Saúde Pública*. Em preparação 1999.
5. Howson CP, Hiyama T, Winder EL. The decline in gastric cancer: epidemiology of na unplanned triumph. *Epidemiol Rev* 1986; 8:1-27.

6. Latorre MRDO. A mortalidade por câncer de estômago no Brasil: análise do período de 1977 a 1989. *Cad Saúde Publ* 1997; 13(Supl 1):67-78.
7. Whitehead M. *The Health Divide: Inequalities in Health in 1980's*. London: Health Education Council, 1987.
8. Barata, RCB, Barreto ML, Almeida-Filho N, Veras RP. *Equidade e saúde: contribuições da epidemiologia*. Rio de Janeiro: FIOCRUZ/ABRASCO, 1997.
9. Logan, WPD. *Cancer mortality by occupation and social class 1851-1971*. London and Lyon: IARC Scientific Publications n° 36, 1982.
10. Vågerö D, Persson G. Occurrence of cancer in socioeconomic groups in Sweden. *Scand J Soc Med* 1986; 14:151-160.
11. Tomatis L. Socioeconomic factors and human cancer. *Int J Epidemiol* 1995; 62:121-25.
12. Faggiano F, Lemma P, Costa G, Gnani R, Paganelli F. Cancer mortality by educational level in Italy. *Cancer: Causes and Control* 1995; 6:311-320.
13. Bouchardy C, Parkin DM, Khlaf M, Mirra AP, Kogevinas M, Lima FD, Ferreira CEC. Education and Mortality from cancer in São Paulo, Brazil. *Ann Epidemiol* 1993; 3:64-70.
14. Pearce NE, Howard JK. Occupation, social class and male cancer mortality in New Zealand, 1974-78. *Int J Epidemiol* 1986; 15:456-62.
15. Matos EL, Loria DI, Vilensky M. Câncer mortality and poverty in Argentina: a geographical correlation study. *Cancer Epidemiol., Biomarkers & Prev.* 1994; 3:213-218.
16. Tomatis L. Poverty and Cancer. In: Kogevinas M, Pearce N, Susser M, Boffetta P, eds. *Social Inequalities and Câncer*. Lyon: IARC Scientific Publications n°138; 1997. pp. 25-40.
17. Doll R. Diet and Cancer. *The Proceedings of the Nutrition Society* 1990; 49:119-31.
18. Koifman S, Koifman RJ. Stomach cancer incidence in Brazil: na ecologic study with selected risk factors. *Cad. Saúde Públ.* 1997; 13(Supl 1):85-92.
19. SantaHelena ET, Blank N, Kupek E. Diferenças Regionais da Mortalidade por Câncer de

- Estômago em Santa Catarina. Cad Saúde Pública. Em preparação 1999.
20. IBGE. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Demográfico de 1991. Rio de Janeiro, IBGE, 1991.
 21. CIASC. Santa Catarina - Perfil Interativo. Florianópolis;1997.[1 disco compacto; sistema operativo: PC486 DX 33MHz com 8MB de memória RAM, placa de som compatível com Sound Blaster e leitor de CD-ROM double-speed, monitor VGA com placa para 256 cores , com Windows 3.1 ou superior].
 22. Percy C, Stanek E, Gloeckler L. Accuracy of cancer death certificates and its effect on cancer mortality statistics. Am J Public Health, 1981; 71: 242-50.
 23. Puffer RR, Griffith GW. Características de la mortalidad urbana: informe de la Investigación Interamericana de Mortalidad. Washington, DC: OPS; 1968 (Publicación científica nº 151).
 24. Schnitman A. Análise da fidedignidade da declaração da causa básica de morte por cancer em Salvador, Brasil. Rev Saude Publ, 1990; 24: 490-6.
 25. Monteiro GTR, Koifman RJ, Koifman S. Confiabilidade e validade dos atestados de óbito por neoplasias. II. Validação do câncer de estômago como causa básica dos atestados de óbito no Município do Rio de Janeiro. Cad Saúde Publ 1997; 13(Supl 1):53-66.
 26. Ministério da Saúde. Análise de Mortalidade: delineamentos básicos. Brasília: Fundação Nacional de Saúde, Coordenação de Informações Epidemiológicas, 1991. pp 85.
 27. Hair JF, Anderson RE, Tatham RL, Black WC. Multivariate data analysis with readings. 4a ed. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall, 1995.
 28. Ministério da Saúde. Estatísticas de Mortalidade: Brasil, 1991. Brasília: CENEPI, Fundação Nacional de Saúde; 1996. pp. 553.
 29. Kunst AE, Mackenbach JP. Measuring socio-economic inequalities in health. Copenhagen: Who-Regional Office for Europe; 1994.
 30. Morgenstern H. Uses of ecologic analysis in epidemiologic research. Am J Pub Health, 1982;

72:1336-44.

31. Corella D, Cortina P, Guillen M, González JI. Dietary habits and geographic variation in stomach cancer mortality in Spain. *Eur J Cancer Prev*, 1996; 5: 249-257.
32. Sichieri R, Everhart JE, Mendonça GAS. Diet and mortality from common cancers ins Brazil: na ecological study. *Cad Saúde Públ* 1996; 12:53-59.
33. Schwartz S. The fallacy of the ecological fallacy: the potential misuse of a concept and the consequences. *Am J Publ Health* 1994; 84: 819-824.
34. Susser M. The logic in ecological: I. The logic of analysis. *Am J Publ Health* 1994; 84:825-829.

ANEXOS

Anexo 1 – Meso e Microrregiões de Santa Catarina de acordo com o IBGE, 1991.

| MESORREGIÃO | MICRORREGIÃO | MUNICÍPIO | |
|------------------------|---------------------|-------------------|----------------|
| SUL CATARINENSE | ARARANGUA | ARARANGUA | |
| | | JACINTO MACHADO | |
| | | MARACAJA | |
| | | MELEIRO | |
| | | PRAIA GRANDE | |
| | | SANTA ROSA DO SUL | |
| | | SAO JOAO DO SUL | |
| | | SOMBRIO | |
| | | TIMBE DO SUL | |
| | | TURVO | |
| | CRICIUMA | CRICIUMA | |
| | | FORQUILHINHA | |
| | | ICARA | |
| | | LAURO MULLER | |
| | | MORRO DA FUMACA | |
| | | NOVA VENEZA | |
| | | SIDEROPOLIS | |
| | | URUSSANGA | |
| | | TUBARAO | ARMAZEM |
| | | | BRACO DO NORTE |
| | GAROPABA | | |
| | GRAO PARA | | |
| | GRAVATAL | | |
| | IMARUI | | |
| | IMBITUBA | | |
| | JAGUARUNA | | |
| | LAGUNA | | |
| | ORLEANS | | |
| | PEDRAS GRANDES | | |
| | RIO FORTUNA | | |
| SANTA ROSA DE LIMA | | | |
| SAO LUDGERO | | | |
| SAO MARTINHO | | | |
| TREZE DE MAIO | | | |
| TUBARAO | | | |

| MESORREGIÃO | MICRORREGIÃO | MUNICÍPIO |
|-------------------|----------------------|---------------|
| NORTE CATARINENSE | CANOINHAS | CANOINHAS |
| | | IRINEOPOLIS |
| | | ITAIOPOLIS |
| | | MAFRA |
| | | MAJOR VIEIRA |
| | | MONTE CASTELO |
| | | PAPANDUVA |
| | | PORTO UNIAO |
| | | TIMBO GRANDE |
| | | TRES BARRAS |
| | JOINVILLE | ARAQUARI |
| | | CORUPA |
| | | GARUVA |
| | | GUARAMIRIM |
| | | ITAPOA |
| SAO BENTO DO SUL | JARAGUA DO SUL | |
| | JOINVILLE | |
| | MASSARANDUBA | |
| | SAO FRANCISCO DO SUL | |
| | SCHROEDER | |
| | RIO NEGRINHO | |
| | SAO BENTO DO SUL | |

| MESORREGIÃO | MICRORREGIÃO | MUNICÍPIO |
|-------------|-----------------|---------------------|
| SERRANA | CAMPOS DE LAGES | ANITA GARIBALDI |
| | | BOM JARDIM DA SERRA |
| | | BOM RETIRO |
| | | CAMPO BELO DO SUL |
| | | CELSO RAMOS |
| | | CORREIA PINTO |
| | | LAGES |
| | | OTACILIO COSTA |
| | | SAO JOAQUIM |
| | | SAO JOSE DO CERRITO |
| | | URUBICI |
| | | URUPEMA |
| | | CURITIBANOS |
| | CAMPOS NOVOS | |
| | CURITIBANOS | |
| | PONTE ALTA | |
| | SANTA CECILIA | |

| MESORREGIÃO | MICRORREGIÃO | MUNICÍPIO | |
|-------------------|----------------|----------------------|---------------------------|
| OESTE CATARINENSE | CHAPECO | AGUAS DE CHAPECO | |
| | | CAIBI | |
| | | CAMPO ERE | |
| | | CAXAMBU DO SUL | |
| | | CHAPECO | |
| | | CORONEL FREITAS | |
| | | CUNHA PORA | |
| | | IRACEMINHA | |
| | | MARAVILHA | |
| | | MODELO | |
| | | NOVA ERECHIM | |
| | | PALMITOS | |
| | | PINHALZINHO | |
| | | QUILOMBO | |
| | | SAO CARLOS | |
| | | SAO LOURENCO D'OESTE | |
| | | SAUDADES | |
| | | SERRA ALTA | |
| | UNIAO DO OESTE | | |
| | CONCORDIA | CONCORDIA | CONCORDIA |
| | | | IPIRA |
| | | | IPUMIRIM |
| | | | IRANI |
| | | | ITA |
| | | | LINDOIA DO SUL |
| | | | PERITIBA |
| | | | PIRATUBA |
| | | | PRESIDENTE CASTELO BRANCO |
| | | | SEARA |
| | | | XAVANTINA |
| | | | JOACABA |
| | ARROIO TRINTA | | |
| | CACADOR | | |
| | CAPINZAL | | |
| | CATANDUVAS | | |
| | ERVAL VELHO | | |
| | FRAIBURGO | | |
| | HERVAL D'OESTE | | |
| IBICARE | | | |
| JABORA | | | |
| JOACABA | | | |
| LACERDOPOLIS | | | |
| LEBON REGIS | | | |
| MATOS COSTA | | | |
| OURO | | | |
| PINHEIRO PRETO | | | |
| RIO DAS ANTAS | | | |
| SALTO VELOSO | | | |
| TANGARA | | | |
| TREZE TILIAS | | | |
| VIDEIRA | | | |

| MESORREGIÃO | MICRORREGIÃO | MUNICÍPIO |
|-------------------|--------------------|--|
| OESTE CATARINENSE | SAO MIGUEL D'OESTE | ANCHIETA DESCANSO DIONISIO CERQUEIRA GUARACIABA GUARUJA DO SUL IPORA DO OESTE ITAPIRANGA MONDAI PALMA SOLA ROMELANDIA SAO JOSE DO CEDRO SAO MIGUEL D'OESTE TUNAPOLIS |
| | XANXERE | ABELARDO LUZ FAXINAL DOS GUEDES GALVAO MAREMA PONTE SERRADA SAO DOMINGOS VARGEAO XANXERE XAXIM |

| MESORREGIÃO | MICRORREGIÃO | MUNICÍPIO |
|----------------------|---------------|---|
| GRANDE FLORIANÓPOLIS | FLORIANOPOLIS | ANTONIO CARLOS BIGUACU FLORIANOPOLIS GOVERNADOR CELSO RAMOS PALHOCA PAULO LOPES SANTO AMARO DA IMPERATRIZ SAO JOSE |
| | TABULEIRO | AGUAS MORNAS ALFREDO WAGNER ANITAPOLIS RANCHO QUEIMADO SAO BONIFACIO |
| | TIJUCAS | ANGELINA CANELINHA LEOBERTO LEAL MAJOR GERCINO NOVA TRENTO SAO JOAO BATISTA TIJUCAS |

| MESORREGIÃO | MICRORREGIÃO | MUNICÍPIO | |
|------------------|----------------------|--------------------|--------------------|
| VALE DO ITAJAÍ | BLUMENAU | APIUNA | |
| | | ASCURRA | |
| | | BENEDITO NOVO | |
| | | BLUMENAU | |
| | | BOTUVERA | |
| | | BRUSQUE | |
| | | DOUTOR PEDRINHO | |
| | | GASPAR | |
| | | GUABIRUBA | |
| | | INDAIAL | |
| | | LUIZ ALVES | |
| | | POMERODE | |
| | RIO DOS CEDROS | | |
| | RODEIO | | |
| | TIMBO | | |
| | ITAJAÍ | ITAJAÍ | BALNEARIO CAMBORIU |
| | | | BARRA VELHA |
| | | | BOMBINHAS |
| | | | CAMBORIU |
| | | | ILHOTA |
| | | | ITAJAÍ |
| | | | ITAPEMA |
| | | | NAVEGANTES |
| | | | PENHA |
| | | | PICARRAS |
| | PORTO BELO | | |
| | SAO JOAO DO ITAPERIU | | |
| | ITUPORANGA | ITUPORANGA | AGROLANDIA |
| | | | ATALANTA |
| | | | IMBUIA |
| | | | ITUPORANGA |
| | | | PETROLANDIA |
| VIDAL RAMOS | | | |
| RIO DO SUL | RIO DO SUL | AGRONOMICA | |
| | | AURORA | |
| | | DONA EMMA | |
| | | IBIRAMA | |
| | | JOSE BOITEUX | |
| | | LAURENTINO | |
| | | LONTRAS | |
| | | POUSO REDONDO | |
| | | PRESIDENTE GETULIO | |
| | | PRESIDENTE NEREU | |
| | | RIO DO CAMPO | |
| | | RIO DO OESTE | |
| | | RIO DO SUL | |
| | | SALETE | |
| | | TAIO | |
| TROMBUDO CENTRAL | | | |
| VITOR MEIRELES | | | |
| WITMARSUM | | | |

ANEXO 2 - População de Santa Catarina por faixa etária e sexo, 1980 e 1991.

| Faixa Etária | 1980 | | | 1991 | | |
|--------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | Masculino | Feminino | Total | Masculino | Feminino | Total |
| 0 - 4 | 238375 | 228936 | 467311 | 255699 | 245750 | 501449 |
| 5 - 9 | 223986 | 217189 | 441175 | 261070 | 250774 | 511844 |
| 10 - 14 | 231124 | 225613 | 456737 | 249147 | 241105 | 490252 |
| 15 - 19 | 228346 | 226987 | 455333 | 223831 | 222875 | 446706 |
| 20 - 24 | 189162 | 185698 | 374860 | 219003 | 215338 | 434341 |
| 25 - 29 | 151390 | 148604 | 299994 | 216333 | 217214 | 433547 |
| 30 - 34 | 120575 | 116216 | 236791 | 188832 | 187114 | 375946 |
| 35 - 39 | 94512 | 52572 | 187084 | 156323 | 156681 | 313004 |
| 40 - 44 | 83267 | 80550 | 163817 | 128281 | 124941 | 253222 |
| 45 - 49 | 67571 | 67089 | 134660 | 94624 | 95316 | 189940 |
| 50 - 54 | 58661 | 58499 | 117160 | 77377 | 77492 | 154869 |
| 55 - 59 | 46195 | 45917 | 92112 | 62275 | 66094 | 128369 |
| 60 - 64 | 35305 | 35986 | 71291 | 51902 | 56729 | 108631 |
| 65 - 69 | 26927 | 27988 | 54915 | 37956 | 42644 | 80600 |
| 70 e mais | 33007 | 38058 | 71065 | 51626 | 64812 | 116438 |
| Total | 1828403 | 1755902 | 3624305 | 2274279 | 2264879 | 4539158 |

Fonte: Censo Demográfico IBGE, 1980 e 1991

(*Excluído os ignorados para sexo e idade

ANEXO 3

Análise de Resíduos do modelo final do Estudo 3

