



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro Biomédico

Instituto de Medicina Social

Pedro Henrique Amparo da Costa Leite

**Desigualdades socioeconômicas na sobrevida de pacientes com câncer
de mama, próstata e pulmão: um estudo de base populacional em
Curitiba, Paraná**

Rio de Janeiro

2016

Pedro Henrique Amparo da Costa Leite

Desigualdades socioeconômicas na sobrevida de pacientes com câncer de mama, próstata e pulmão: um estudo de base populacional em Curitiba, Paraná

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-graduação em Saúde Coletiva da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Epidemiologia

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Gulnar Azevedo e Silva
Coorientador: Prof. Dr. Joaquim Gonçalves Valente

Rio de Janeiro

2016

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/CB/C

L533 Leite, Pedro Henrique Amparo da Costa.
Desigualdades socioeconômicas na sobrevida de pacientes com câncer de mama, próstata e pulmão: um estudo de base populacional em Curitiba, Paraná / Pedro Henrique Amparo da Costa Leite. – 2016.
67 f.

Orientador: Gulnar Azevedo e Silva.
Co-orientador: Joaquim Gonçalves Valente.

Dissertação (Mestrado) Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Instituto de Medicina Social.

1. Neoplasias – Teses. 2. Sobrevida – Teses. 3. Desigualdades em saúde – Teses. I. Silva, Gulnar Azevedo e. II. Valente, Joaquim Gonçalves. III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Instituto de Medicina Social. IV. Título.

CDU 616-006:177.5

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação, desde que citada a fonte.

Assinatura

Data

Pedro Henrique Amparo da Costa Leite

**Desigualdades socioeconômicas na sobrevivência de pacientes com câncer de mama,
próstata e pulmão: um estudo de base populacional em Curitiba, Paraná**

Dissertação apresentada, como requisito parcial para
obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-
Graduação em Saúde Coletiva, da Universidade do
Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração:
Epidemiologia

Aprovada em 15 de abril de 2016.

Orientadora: Prof.^a Dr.^a Gulnar Azevedo e Silva

Instituto de Medicina Social - UERJ

Coorientador: Prof. Dr. Joaquim Gonçalves Valente

Instituto de Medicina Social - UERJ

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Washington Leite Junger

Instituto de Medicina Social - UERJ

Prof. Dr.^a Regina Paiva Daumas

Fundação Oswaldo Cruz – Escola Nacional de Saúde Pública Sérgio

Arouca – Ensp/Fiocruz

Prof. Dr.^a Maria Isabel do Nascimento

Universidade Federal Fluminense - UFF

Rio de Janeiro

2016

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a oportunidade de ter estudado no Instituto de Medicina Social (IMS/UERJ). Nessa instituição pública de grande prestígio, pude ter contato com diversos professores que me apresentaram um mundo novo de conhecimentos, que com certeza serão úteis ao longo desta vida acadêmica que se inicia.

Não posso deixar de destacar e agradecer a contribuição da minha orientadora, Prof. Dra. Gulnar Azevedo e Silva, que me acolheu e guiou durante todo o processo de elaboração desta dissertação. Conteí ainda com sua enorme generosidade que possibilitou a minha participação no curso de sobrevida da *London School of Hygiene and Tropical Medicine*, umas das melhores experiências acadêmicas que já tive.

Sou muito grato também ao meu coorientador, Prof. Dr. Joaquim Gonçalves Valente, sempre apontando soluções para os problemas apresentados em nossas reuniões. Sua amizade e, sobretudo, sua tranquilidade foram fundamentais para me manter calmo durante esse processo de elaboração da dissertação.

Agradeço à minha família pelo apoio e pela compreensão, principalmente nos momentos de mau humor que me acometeu no último ano. Em especial, preciso reconhecer com grande carinho o papel fundamental que meu pai tem em minha vida. Teria sido muito mais difícil transpor os obstáculos que encontrei pelo caminho sem seu companheirismo.

Pelas risadas, conversas e histórias que desanuviam a caminhada, fica o agradecimento aos amigos que fiz no IMS/UERJ.

Por fim, agradeço à minha namorada, Mariana Hoyer, por estar sempre ao meu lado e pelo seu apoio e pela compreensão nas fases mais complicadas.

“I checked very thoroughly,” said the computer, “and that quite definitely is the answer. I think the problem, to be quite honest with you, is that you’ve never actually known what the question is.”

Douglas Adams, The Hitchhiker’s Guide to the Galaxy

RESUMO

LEITE, Pedro Henrique Amparo da Costa. *Desigualdades socioeconômicas na sobrevida de pacientes com câncer de mama, próstata e pulmão: um estudo de base populacional em Curitiba, Paraná*. 2016. 67 f. Dissertação (Mestrado em Saúde Coletiva) – Instituto de Medicina Social, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

A incidência e mortalidade do câncer vêm aumentando consideravelmente entre os países de baixa e média renda. Paralelamente, melhoras nos métodos de detecção e tratamento da doença têm permitido ganhos significativos na sobrevida dos pacientes acometidos pelos cânceres mais frequentes. No entanto, esse aumento tem sido muito mais expressivo na população em posição socioeconômica mais favorável. O presente estudo teve por objetivo analisar o efeito das desigualdades socioeconômicas na sobrevida de pacientes diagnosticados com câncer de mama, próstata e pulmão, no período de 1998 a 2007, na cidade de Curitiba, Paraná. Trata-se de um estudo populacional no qual a fonte de informação foi o Registro de Câncer de Base Populacional (RCBP) de Curitiba. A desigualdade socioeconômica foi medida por meio de quintis do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), calculado para as áreas de residências denominadas Unidade de Desenvolvimento Humano (UDH). As UDHs são aglomerados de setores censitários homogêneos do ponto de vista socioeconômico. Todos os pacientes de câncer foram alocados nas UDHs de acordo com o endereço de residência. Ao todo foram analisadas informações de 9.639 pacientes com câncer: 3.063 com câncer de próstata, 5.033 com câncer de mama e 1.543 com câncer de pulmão, sendo 929 no sexo masculino e 614 no sexo feminino. Utilizou-se o método de sobrevida líquida de um e cinco anos por sexo e quintis de IDHM. A sobrevida líquida é definida como a sobrevida estimada para um grupo de pacientes em uma situação hipotética na qual o câncer de interesse é a única causa de morte possível. Uma análise de sensibilidade foi realizada usando o padrão de mortalidade por posição socioeconômica da Inglaterra de forma a simular tábuas de vida específicas por posição socioeconômica em Curitiba. O efeito da desigualdade socioeconômica, representada pela diferença entre o quinto e primeiro quintis, em sobrevida líquida de cinco anos foi maior do que a de um ano para os três tipos de câncer. A sobrevida líquida de cinco anos dos pacientes com câncer de próstata e mama residentes em áreas mais afluentes foi, respectivamente, 24,2% e 30,2%, maior do que aquela observada entre pacientes residentes em áreas mais desfavorecidas. Esses diferenciais aumentam significativamente em relação ao câncer de pulmão: 83,7% entre os homens e 103,8% entre as mulheres. Embora o uso de tábuas de mortalidade específicas para os quintis de IDHM atenuem o efeito da desigualdade, esta ainda se manteve expressiva. A sobrevida de câncer é uma informação essencial para elaboração de políticas de saúde que visem aumentar não só a expectativa de vida, mas também a qualidade de vida dos pacientes com câncer. Assim, faz-se necessário que a vigilância de sobrevida se torne um processo contínuo no Brasil.

Palavras-chave: Câncer. Desigualdade. Sobrevida. Sobrevida relativa. Socioeconômico.

ABSTRACT

LEITE, Pedro Henrique Amparo da Costa. *Socioeconomic inequalities in survival of patients with breast, prostate and lung cancer: a population-based study in Curitiba, Paraná, Brazil*. 2016. 67 f. Dissertação (Mestrado em Saúde Coletiva) – Instituto de Medicina Social, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2016.

Cancer incidence and mortality have increased considerably among low and middle-income countries. At the same time, improvements in the methods of detection and treatment have allowed significant gains in survival of cancer patients. However, this increase has been much more significant in the most socioeconomically privileged population groups. We aimed to analyze the effect of socioeconomic inequalities in the survival of patients diagnosed with breast, prostate and lung cancers, from 1998 to 2007, in the city of Curitiba, Paraná, Brazil. The source of information for the present population-based study was the Population-based Cancer Registry (PBCR) of Curitiba. Socioeconomic inequalities were measured by quintiles of the Municipal Human Development Index (MHDI) calculated for areas of residence called Human Development Units (HDU). HDUs are socioeconomically homogeneous census sector clusters. All cancer patients were allocated to a HDU according to home address. In total, we analyzed the information of 9,639 cancer patients: 3,063 with prostate cancer, 5,033 with breast cancer and 1,543 with lung cancer, 929 male and 614 female. We estimated the one-year and five-year net survival by sex and MHDI quintiles. Net survival is defined as the estimated survival of a group of patients in the hypothetical situation in which the cancer of interest is the only possible cause of death. Sensitivity analysis was performed using the English mortality pattern by deprivation to simulate socioeconomic-specific life tables in Curitiba. The effect of socioeconomic inequalities, represented by the survival gap between the fifth and first quintiles, in the five-year net survival was larger than for one-year, for the three types of cancer. Five-year net survival of prostate and breast cancer patients living in more affluent areas was, 24.2% and 30.2%, respectively, higher than the figures for patients from more deprived areas. These gaps increased significantly in lung cancer: 83.7% among men and 103.8% for women. Although using specific life tables by MHDI quintiles mitigated the effect of inequality, the gap still remained significant. Cancer survival information is essential in the development of health policies aimed at increasing not only life expectancy, but also the quality of life of cancer patients. Surveillance of population-based survival should therefore become an essential ongoing process in Brazil.

Keywords: Cancer. Inequality. Relative survival. Socioeconomic. Survival.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Quadro 1 -	População do estudo	25
Figura 1 -	Mapas das UDHs de Curitiba segundo quintis de IDHM	28
Figura 2 -	Mapas das UDHs de Curitiba segundo quintis de IDHM	38
Gráfico 1 -	Estimativas de sobrevida líquida de um ano segundo topografia e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007	48
Gráfico 2 -	Estimativas de sobrevida líquida de cinco anos, segundo topografia e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007	49

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Casos incidentes por topografia e ano de diagnóstico	26
Tabela 2 -	Distribuição da população residente e dos casos incidentes de câncer segundo os quintis de IDHM referentes às UDHS	27
Tabela 3 -	Distribuição das UDHS segundo os quintis de IDHM da população	27
Tabela 4 -	Casos incidentes de câncer segundo sexo, topografia e ano do diagnóstico	37
Tabela 5 -	Distribuição das UDHS e casos de câncer segundo os quintis de IDHM da população	38
Tabela 6 -	Distribuição dos casos de câncer segundo sexo, topografia e quintil de IDHM	39
Tabela 7 -	Estimativa de sobrevida líquida (SL) de um ano e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007	42
Tabela 8 -	Estimativa de sobrevida líquida (SL) de cinco anos e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007	43
Tabela 9 -	Estimativa de sobrevida líquida (SL) de um ano e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007, utilizando as tábuas de vida ajustadas pela distribuição de mortalidade entre quintis de posição socioeconômica da Inglaterra	45
Tabela 10 -	Estimativa de sobrevida líquida (SL) de cinco anos e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007, utilizando as tábuas de vida ajustadas pela distribuição de mortalidade entre quintis de posição socioeconômica da Inglaterra	46

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

DCNT	Doenças Crônicas Não Transmissíveis
FJP	Fundação João Pinheiro
Iarc	Agência Internacional de Pesquisa em Câncer
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IC	Intervalo de Confiança
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal
Ipea	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
RCBP	Registro de Câncer de Base Populacional
SIM	Sistema de Informação de Mortalidade
SL	Sobrevida Líquida
SUS	Sistema Único de Saúde
UDH	Unidade de Desenvolvimento Humano

SUMÁRIO

	INTRODUÇÃO	11
1	JUSTIFICATIVA	20
2	OBJETIVOS	22
2.1	Geral	22
2.2	Específicos	22
3	MÉTODOS	23
3.1	Fontes de dados	23
3.2	População de estudo	24
3.3	Variáveis de estudo	26
3.4	Métodos de sobrevida relativa e sobrevida líquida	28
3.4.1	<u>Estimador de sobrevida líquida Pohar-Perme</u>	31
4	CONSIDERAÇÕES ÉTICAS	33
5	DESIGUALDADES SOCIOECONÔMICAS NA SOBREVIDA DE PACIENTES COM CÂNCER DE MAMA, PRÓSTATA E PULMÃO: UM ESTUDO DE BASE POPULACIONAL EM CURITIBA, PARANÁ (ARTIGO CIENTÍFICO)	34
	CONSIDERAÇÕES FINAIS	58
	REFERÊNCIAS	60
	ANEXO - Modelo de ficha de coleta de RCBPs	67

INTRODUÇÃO

Panorama das doenças crônicas não transmissíveis

As doenças crônicas não transmissíveis (DCNTs) – principalmente as doenças cardiovasculares, o câncer, as doenças respiratórias crônicas e o diabetes – constituem a principal carga para a saúde mundial. Em 2012, elas foram responsáveis por 68% (38 milhões) das mortes ocorridas no mundo (WHO, 2014).

Essa epidemia de DCNTs emergiu em meio a um conjunto de mudanças socioeconômicas e demográficas verificadas na população mundial. No que diz respeito às mudanças socioeconômicas, merecem destaque a expansão da industrialização e a modernização da sociedade, que resultaram em avanços significativos sobre diferentes dimensões da área da saúde, permitindo assim uma redução da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias (SATARIANO, 2006).

Do ponto de vista demográfico, o principal fator responsável pelo crescimento das DCNTs foi o envelhecimento populacional desencadeado em meados do século XX, sobretudo nos países desenvolvidos, e no presente século tende a se consolidar como um fenômeno global (SATARIANO, 2006). Segundo as Nações Unidas, a expectativa de vida no mundo aumentou de 48 anos no período 1950-1955 para 68 anos no período 2005-2010 (UNITED NATIONS; DEPARTMENT OF ECONOMIC AFFAIRS, 2013). Em países com elevado nível de desenvolvimento humano (IDH), a expectativa de vida situa-se em patamares acima dos 80 anos (FRANCESCHI; WILD, 2013).

Enquanto nos países desenvolvidos o processo de envelhecimento populacional se deu de forma gradativa, principalmente em função de melhorias das condições de vida (saneamento básico, higiene pública, moradia, nutrição), nos países em desenvolvimento esse processo vem transcorrendo de forma muito rápida por ser mais dependente do uso de tecnologias médicas (OMRAN, 2005; SATARIANO, 2006).

O fato de a proporção de idosos ser maior nos países desenvolvidos gera uma percepção de que a carga de doenças crônicas é também maior nesses países. Contudo, contrariando o senso comum, as taxas padronizadas de mortalidade por doenças crônicas revelam-se maiores entre os países em desenvolvimento (FRANCESCHI; WILD, 2013). Segundo estimativas das Nações Unidas, a taxa de mortalidade por doenças crônicas

padronizada por idade referente ao continente africano foi quase o dobro daquela observada nos países mais desenvolvidos da Europa (UNITED NATIONS; DEPARTMENT OF ECONOMIC AFFAIRS, 2013).

Assim, a rapidez do processo de envelhecimento vivenciada na maioria dos países em desenvolvimento resultou em uma “carga de doenças dupla”, em que o aumento das DCNTs ocorre em um contexto no qual as doenças infecciosas, parasitárias, maternas, perinatais e nutricionais ainda desempenham um papel relevante no perfil de morbimortalidade (FRANCESCHI; WILD, 2013).

Segundo estimativas das Nações Unidas, em 2030 devem ocorrer cerca de 52 milhões de óbitos por doenças crônicas, um aumento de 37% em relação ao ano de 2012, grande parte nos países em desenvolvimento. Nesse contexto, esses países têm um grande desafio em elaborar e implantar ações para prevenir e tratar os pacientes com doenças crônicas (WHO, 2014).

Entre tais doenças, merece destaque o câncer, cujo número de óbitos deve aumentar em 54% no período 2012-2030, o dobro do esperado para as doenças cardiovasculares (27%) (WHO, 2014). Estima-se que em 2030 ocorram 24 milhões de novos casos de câncer no mundo, ou seja, um aumento de 68% em relação aos novos casos estimados para 2012. Esse aumento é mais expressivo entre os países de média e baixa renda (69%) do que entre os de renda alta e muito alta (56%) (CANCER RESEARCH UK, 2015).

Câncer e sobrevida

O aumento da expectativa de vida, aliado aos avanços no rastreamento da população e no tratamento do câncer, fez os estudos voltados à mensuração da sobrevida, assim como a avaliação da qualidade de vida dos pacientes com câncer, ganharem prioridade na agenda política (COLEMAN et al., 2011; DEPARTMENT OF HEALTH, 2011). Esses estudos forneceriam insumos para a avaliação da eficácia de diferentes estratégias de tratamento da doença, em estudos de custo-efetividade (RACHET et al., 2010), possibilitando uma visão mais abrangente de como a carga de doença devido ao câncer se distribui entre áreas geográficas e estratos populacionais (ELLIS et al., 2014; BERRINO et al., 2007).

É nesse contexto que surgem grandes estudos de comparação internacional de sobrevida de câncer como, por exemplo, o estudo CONCORD, cujo objetivo é analisar a

variação e a tendência global de sobrevida de pessoas acometidas por câncer em diferentes países dos cinco continentes. Na primeira fase desse estudo foi analisada a sobrevida dos cânceres de mama, próstata, cólon e reto em 31 países entre 1990 e 1999 (COLEMAN et al, 2008). Em sua segunda fase, que teve os resultados publicados em 2014, o estudo analisou dez tipos de câncer em adultos, no período de 1995 a 2009, incluindo cerca de 28 milhões de pacientes em 279 registros de câncer de base populacional de 67 países (ALLEMANI et al., 2015).

A sobrevida após o diagnóstico do câncer é, assim, uma medida extremamente importante da efetividade geral de serviços de controle e tratamento da doença, especificamente a sobrevida de base populacional (COLEMAN et al., 2011). A sobrevida calculada com base em dados de registros de câncer de base populacional difere da observada em estudos de ensaios clínicos na medida em que esses ensaios dificilmente refletem a situação das pessoas acometidas pela doença no nível populacional. Pacientes com câncer na população geral não só têm características mais heterogêneas do que aqueles incluídos nos ensaios clínicos, como também não recebem a mesma qualidade de tratamento e atenção destinada aos pacientes que são incluídos em protocolos específicos de pesquisa (ESTÈVE; BENHAMOU; RAYMOND, 1994). Além disso, a mensuração da sobrevida no nível populacional possibilita uma visão mais realista de todo o processo que envolve o cuidado de pacientes com câncer, e não simplesmente a eficácia de um determinado tratamento (PARKIN, 2008).

Assim, a sobrevida no nível populacional é a medida de prognóstico de doença mais precisa que se pode ter em um determinado período, uma vez que ela é estimada por meio de bases de dados nas quais, teoricamente, todos os indivíduos diagnosticados em um mesmo período de tempo estariam incluídos e acompanhados até a morte (ELLIS et al., 2014).

Desigualdades em sobrevida de câncer

A associação entre fatores socioeconômicos e o status de saúde é bem documentada (MARMOT et al., 1978; TOWNSEND; DAVIDSON; WHITEHEAD, 1986; MARMOT, 2010). Maiores taxas de mortalidade e morbidade são geralmente observadas nos segmentos mais vulneráveis da população (DEATON, 2003). A desigualdade de renda desempenha um

papel importante em relação ao status de saúde, com resultados menos favoráveis em áreas com maior desigualdade (LYNCH et al., 2001; WILKINSON; PICKETT, 2006).

Essa realidade não é diferente no que se refere ao câncer. Estudo pioneiro de Kogevinas e Porta (1997) mostrou diferenças importantes na mortalidade e na sobrevida para vários tipos de câncer em diferentes populações e estratos socioeconômicos. Assim, o aumento na sobrevida de câncer observado nos últimos anos, em virtude de melhorias no tratamento e na implantação de programas de rastreamento, tem ocorrido de forma bastante desigual, sendo bem mais expressivo nas áreas mais ricas e entre os grupos sociais mais abastados (RACHET et al., 2010).

As diferenças no estadiamento da doença, o tipo de tratamento recebido e a presença de comorbidade no momento do diagnóstico seriam fatores associados a desigualdades econômicas e sociais que explicariam as diferenças no tempo de sobrevida (ITO et al., 2007; MORRIS et al., 2008; SHACK et al., 2010).

Nesse contexto, é vital para a elaboração de políticas voltadas ao controle e ao tratamento do câncer compreender o papel da desigualdade socioeconômica no que diz respeito à variação da sobrevida entre diferentes populações e grupos sociais.

A avaliação do efeito das desigualdades socioeconômicas tem sido feita com base em indicadores individuais e ecológicos. Entre os indicadores individuais destacam-se os níveis individuais de renda, escolaridade e tipo de plano de saúde (CAVALLI-BJÖRKMAN et al., 2011; PACELLI et al., 2014; MCDAVID et al., 2003).

Em estudo realizado na Suécia com pacientes diagnosticados com câncer de reto e cólon entre 1997 e 2006, diferenciais importantes foram observados na sobrevida desses pacientes segundo nível educacional. A sobrevida global de cinco anos para o câncer de cólon entre pacientes com 13 anos ou mais de educação foi de 59,5%, 14% maior do que a observada entre pacientes com até nove anos de educação, 52,3%. Em relação ao câncer de reto, esse diferencial foi maior, 21% (CAVALLI-BJÖRKMAN et al., 2011). Estudo desenvolvido em Taiwan com pacientes diagnosticados com câncer gástrico, no qual foram utilizadas informações de seguro de vida como *proxy* da renda individual, verificou que entre pacientes com menos de 65 anos, a sobrevida de cinco anos de indivíduos com alta renda foi 16% maior do que a dos indivíduos de baixa renda. Entre os idosos, indivíduos com 65 anos ou mais, não houve diferença estatisticamente significativa (WU et al., 2014). Em relação ao tipo de plano de saúde, McDavid et al. (2003) observaram que a sobrevida de três anos para pacientes residentes no estado de Kentucky, Estados Unidos, diagnosticados com câncer de

mama, próstata e pulmão foi maior entre os pacientes com plano de saúde quando comparados com aqueles que não possuíam plano.

A qualidade dos dados individuais dos pacientes nos registros de câncer é um fator crucial na escolha da variável socioeconômica, e em sua ausência ou falta, a solução encontrada por diversos estudos é a utilização de medidas ecológicas. Apesar das variações no seu cálculo, índices de privação socioeconômica referentes à área de residência dos pacientes com câncer têm sido bastante utilizados (PULITI et al., 2012; ITO et al., 2014; FORREST et al., 2015; JANSEN et al., 2014).

Os índices de privação socioeconômica são fortemente associados à pobreza, porém cobrem diversos aspectos além da renda. Esses índices têm sido desenvolvidos frequentemente com dados de censo, incluindo diversas variáveis que refletem a posição socioeconômica da população. Os primeiros e mais conhecidos índices baseados em censo, os índices Carstairs e Townsend (TOWNSEND, 1987; CARSTAIRS; MORRIS, 1989) foram desenvolvidos no Reino Unido no início dos anos 1970 com base em um conjunto de variáveis socioeconômicas, como: desemprego masculino, indivíduos de baixa classe social, residências sem carro, superlotação de residência e posse de casa própria. Diversos outros índices foram criados, principalmente na Europa e nos Estados Unidos (PORNET et al., 2012; EIBNER; STURM, 2006).

Em revisão sistemática da literatura sobre diferenciais socioeconômicos na sobrevida de câncer, dos 39 estudos selecionados, 28 (71,8%) utilizaram medidas da área de residência dos pacientes, sendo 23 (59%) baseados em quintis de índices de privação (WOODS; RACHET; COLEMAN, 2006).

Estudo sobre desigualdades socioeconômicas em sobrevida de câncer na Escócia com pacientes diagnosticados entre 1986 e 2000 revelou que a sobrevida de cinco anos foi significativamente menor entre os pacientes residentes em áreas mais pobres, segundo índice de privação socioeconômica, para os seguintes cânceres: cólon, reto, mama e melanoma entre as mulheres, bexiga, cólon, laringe, próstata e pulmão entre os homens (SHACK et al, 2007). Diferenciais expressivos também foram observados em estudos realizados na Inglaterra, País de Gales, Alemanha e Japão (COLEMAN et al, 2004; JANSEN et al., 2014; ITO et al., 2014).

Sobrevida relativa

Os estudos que avaliam a associação entre desigualdades socioeconômicas e sobrevida de câncer utilizam diversos modelos estatísticos para o cálculo da sobrevida dependendo dos objetivos dos autores e do delineamento do estudo (BUSTAMANTE-TEIXEIRA; FAERSTEIN; LATORRE, 2002; WOODS; RACHET; COLEMAN, 2006).

Alguns estudos estimam a sobrevida global (*overall survival*), em que a estimativa da sobrevida dos pacientes com câncer é mensurada sem a identificação da causa de morte que levou ao óbito. As principais técnicas utilizadas por esses estudos para a estimativa da sobrevida global são o método atuarial e o método de Kaplan-Meier. Para descrever as associações entre a posição socioeconômica e a sobrevida, o modelo proporcional de Cox tem sido o método mais utilizado (WOODS; RACHET; COLEMAN, 2006).

A maioria dos estudos, no entanto, utiliza como estimativa a sobrevida líquida (*net survival*), definida como a sobrevida na qual o risco de morte por qualquer outra causa além do câncer de interesse é removido, buscando, dessa forma, estudar a proporção de pacientes que morreram em razão das consequências diretas ou indiretas do câncer sob investigação. Pode ser então entendida como a probabilidade de sobreviver além de um tempo específico em um mundo hipotético onde o câncer de interesse é a única causa possível de morte.

Existem duas abordagens para estimar a sobrevida líquida: a por causa específica e a relativa (ESTÈVE; BENHAMOU; RAYMOND, 1994; ROCHE et al., 2013).

No contexto da causa específica, a causa de cada morte precisa ser necessariamente conhecida e somente as atribuídas à doença estudada são especificadas no modelo. As demais causas de morte são tratadas como censura, seja ela provocada pela perda de seguimento ou pela não ocorrência do óbito até o momento de encerramento do estudo. No que se refere ao processo de cálculo, a sobrevida por causa específica pode, assim como a sobrevida global, ser estimada por meio do método atuarial, do Kaplan-Meier ou do modelo de riscos proporcionais de Cox. O valor desse método está assim intrinsecamente associado à qualidade da informação sobre as causas de morte. Em países nos quais essa informação é pouco confiável, a resolutividade desse método pode ser limitada.

A exigência de que a causa de morte seja conhecida e confiável é contornada com o uso da abordagem de sobrevida relativa, que abrange um conjunto de métodos que não requerem informações sobre a causa do óbito, sendo a sobrevida líquida da doença de interesse estimada por meio da utilização de tábuas de mortalidade da população geral

desagregadas segundo variáveis de controle definidas pelo estudo. Na medida em que a sobrevida relativa é independente da mortalidade da população geral, ela se torna uma estimativa crucial de comparabilidade entre países e grupos populacionais (ESTÈVE; BENHAMOU; RAYMOND, 1994; POHAR-PERME; STARE; ESTÈVE, 2012; ROCHE et al., 2013).

A sobrevida relativa, também definida como razão de sobrevida relativa, pode significar a razão da sobrevida global dos pacientes da coorte pela sobrevida que seria esperada na ausência da doença sob investigação (DICKMAN; COVIELLO, 2015). Matematicamente, a sobrevida relativa, $\hat{S}_e(t)$, estimada para o tempo t , pode ser definida da seguinte forma:

$$\hat{S}_e(t) = \frac{\hat{S}_o(t)}{S_p(t)} \quad (1)$$

em que: $\hat{S}_o(t)$ é o estimador da sobrevida observada no tempo t , e $S_p(t)$, a sobrevida esperada ou a sobrevida da população no tempo t (DANIELI et al., 2012).

Assim, os métodos de sobrevida relativa utilizam a mortalidade geral do grupo estudado e a mortalidade esperada de um grupo livre da doença com as mesmas características demográficas. Assume-se que a sobrevida esperada, geralmente obtida por meio das tábuas de vida da população geral, reflita corretamente a mortalidade em virtude de outras causas, excluindo-se o câncer (ROCHE et al., 2013).

Tanto o método da sobrevida líquida por causa específica quanto o da sobrevida relativa assumem que o processo que leva à morte por câncer é independente daquele que influencia a morte por outras causas; pressupõe que a censura seja não informativa, ou seja, que o mecanismo que regula a censura seja independente daquele que regula a ocorrência do evento (ESTÈVE; BENHAMOU; RAYMOND, 1994; POHAR-PERM; STARE; ESTÈVE, 2012). A censura deixa de ser não informativa quando uma variável específica ou um conjunto de variáveis influencia simultaneamente a ocorrência do óbito devido ao câncer e do óbito por outras causas. Um exemplo clássico é a idade, pois à medida que os indivíduos envelhecem o risco de morte por outras causas aumenta, tornando os idosos mais prováveis de serem censurados do que os indivíduos mais jovens (SCHAFFAR et al., 2015). Métodos para contornar o problema da censura informativa têm sido propostos em ambos os contextos: sobrevida líquida por causa específica e sobrevida relativa (ROBINS, 1993; SATTEN; DATTA; ROBINS, 2001; POHAR-PERM; STARE; ESTÈVE, 2012).

O maior problema sobre o uso do método de sobrevida líquida por causa específica reside no campo da qualidade da causa de óbito, cujo viés sobre as estimativas da sobrevida não deve ser negligenciado (NEWSCHAFFER et al., 2000; GOLDONI et al., 2009), principalmente nos países em desenvolvimento onde a fragilidade dos sistemas de registros de câncer de base populacional e de mortalidade é bem documentada (MATHERS et al., 2005; VALSECCHI; STELIAROVA-FOUCHER, 2008). Assim, a sobrevida relativa tem sido considerada o método mais apropriado para estimar a sobrevida líquida dos registros de câncer de base populacional (SCHAFFAR et al., 2015).

No Brasil, há uma escassez de estudos de sobrevida relativa utilizando informação de RCBPs. Os estudos de Bustamante-Teixeira et al. (2006) e Abreu et al. (2012) utilizaram bases de dados populacionais para mensurar a sobrevida relativa, respectivamente, de câncer gástrico e de mama. Há ainda o estudo conduzido por Verdecchia et al. (2003) que, embora não seja um estudo sobre áreas específicas do Brasil, utiliza dados do RCBP de Campinas na análise da sobrevida relativa de quatro continentes.

Registros de câncer de base populacional

Registros de câncer de base populacional (RCBPs) podem ser definidos como organizações que buscam coletar dados de todos os casos novos dessa doença que ocorrem na população de uma área geográfica delimitada, tendo como objetivos principais produzir estatísticas sobre a incidência de câncer, avaliar e monitorar o impacto do câncer na sociedade (JENSEN; STORM, 1991; DOS SANTOS SILVA, 1999).

Os registros de casos da doença são obtidos de diversas fontes de informação, principalmente registros hospitalares e patológicos. Antes de um caso ser registrado e ter a data do diagnóstico determinada, os dados coletados nessas fontes são submetidos a diversas medidas de controle de qualidade (ELLIS et al., 2014; PARKIN, 2006). Assim, a qualidade dos dados de um RCBP é influenciada pelo processo de coleta e codificação das informações. É preciso que esse processo seja então padronizado a fim de se estabelecer de forma fidedigna o câncer primário, evitar a duplicação dos casos e garantir a integralidade, a comparabilidade, a acurácia e a rápida e constante atualização das bases de dados (BRAY; PARKIN, 2009).

Entre as medidas usadas para avaliar a qualidade desses dados destacam-se a proporção de casos registrados somente pela declaração de óbito e a proporção de cânceres

que tiveram confirmação morfológica (SHIN et al., 2007; BRAY et al., 2015). Uma elevada proporção de casos identificados por meio da declaração de óbito indica falha nos serviços de saúde, o que do ponto de vista da qualidade da informação pode resultar em diagnósticos menos precisos ou inespecíficos (BRENNER et al., 2016). Há ainda que se considerar que o atraso na identificação desses casos compromete o processo de acompanhamento dos indicadores epidemiológicos do câncer e, conseqüentemente, a elaboração de políticas voltadas para o seu controle (CURADO; VOTI; SORTINO-RACHOU, 2009).

A proporção de casos sem verificação morfológica indica a existência de falhas na infraestrutura dos serviços alocados para atender os pacientes com câncer, pois reflete a falta de disponibilidade de laboratórios de patologia e de patologistas, elementos essenciais para a produção de diagnósticos mais confiáveis da doença (CURADO; VOTI; SORTINO-RACHOU, 2009).

No Brasil, existem atualmente 26 RCBPs espalhados por 20 estados e o distrito federal (DF), sendo mais quatro em fase de implantação. Vale ressaltar as grandes diferenças de qualidade dos registros populacionais de câncer no país com porcentagens de casos morfológicamente verificados variando entre os homens, de 67,40% a 96,62%, e entre as mulheres, de 85,33% a 97,23%, respectivamente, em Boa Vista, Roraima, no período 2003-2006, e em João Pessoa, Paraíba, no período 2004-2008. Além disso, a porcentagem de casos registrados somente pela declaração de óbito varia entre os homens de 28,06% a 0,12%, e entre as mulheres de 0 a 0,12%, nas mesmas cidades e períodos (BRASIL, 2015).

Em 2010, foi publicado o quarto e último volume da publicação **Câncer no Brasil**: dados dos registros de base populacional, com informações de incidência de 17 municípios brasileiros referentes ao período entre 2000 e 2005, visando dessa forma fornecer um panorama do perfil do câncer no país. Os cânceres mais incidentes no Brasil foram os de próstata, pulmão, colorretal, estômago e esôfago entre os homens; e mama, colo do útero, colorretal e pulmão, entre as mulheres (BRASIL, 2010).

1 JUSTIFICATIVA

Apesar dos RCBPs fazerem parte do Sistema de Informações em Saúde do Sistema Único de Saúde (SUS) e serem considerados essenciais para o processo de formulação, monitoramento e avaliação de políticas públicas para prevenção e controle do câncer, alguns registros brasileiros ainda operam de forma descontínua (ALBREHT et al., 2008; BRASIL, 2015).

Os dados de RCBPs têm sido amplamente usados em estudos sobre incidência e mortalidade, mas sua utilização em análises de sobrevida ainda é incipiente (LIMA et al., 2012; LIMA et al., 2013; MARTINS et al., 2009; MARCOLIN, 2009; LISBÔA, 2009). No entanto, a sobrevida constitui um indicador fundamental do cuidado prestado pelo sistema de saúde aos pacientes com câncer.

O papel que a desigualdade socioeconômica exerce sobre a sobrevida de pacientes com câncer residentes em uma mesma cidade é essencial para a priorização de ações assistenciais que visem ofertar à população serviços de saúde mais equitativos. A possibilidade de ter acesso a dados do RCBP de Curitiba, o qual mostra bons indicadores de qualidade baseados nos critérios propostos pela Agência Internacional de Pesquisa em Câncer (Iarc) (BRAY et al., 2015), foi um incentivo para a realização do estudo. Aliada a isso, a existência de uma divisão espacial na cidade identificando diferentes níveis socioeconômicos permitiu a comparação da sobrevida de pacientes residentes segundo índice de desenvolvimento humano municipal.

A escolha de três dos principais tipos de câncer (pulmão, mama e próstata) reflete a necessidade de se avaliar o papel da desigualdade socioeconômica em cânceres de prognósticos bons e ruins. O papel da desigualdade socioeconômica sobre a sobrevida dos pacientes tende a ser maior nos casos de cânceres com bom prognóstico, pois são mais sensíveis à qualidade da atenção prestada pelos serviços de saúde (AUVINEN; KARJALAINEN, 1997; BRASIL, 2014; RACHET et al., 2010).

O emprego da metodologia desenvolvida pelo estudo CONCORD aplicada a dados brasileiros para estimar a sobrevida líquida de indivíduos de diferentes contextos socioeconômicos pode se mostrar como uma importante ferramenta para explorar o potencial de dados de outros RCBPs brasileiros.

Pretende-se que os resultados encontrados nesse estudo possam contribuir com o conhecimento sobre o papel que a desigualdade no acesso e no tipo de assistência

especializada exerce sobre a sobrevivência de pacientes com câncer em Curitiba e, assim, oferecer subsídios para o aprimoramento da atenção oncológica dessa capital e de outras cidades no país.

2 OBJETIVOS

2.1 Geral

Estimar e analisar a sobrevida líquida de pacientes acometidos por três tipos de câncer (pulmão, mama e próstata) segundo desigualdades socioeconômicas mensuradas com base nos quintis de índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM), referentes às Unidades de Desenvolvimento Humano (UDH) em Curitiba, Paraná, no período 1998-2007.

2.2 Específicos

- Criar tábuas de mortalidade específicas por posição socioeconômica para Curitiba aplicando os gradientes de mortalidade por quintis de privação socioeconômica observados na população da Inglaterra.
- Estimar a sobrevida líquida após um e cinco anos segundo os quintis do IDHM e o sexo utilizando as tábuas de mortalidade de Curitiba.
- Estimar a sobrevida líquida após um e cinco anos segundo os quintis do IDHM e o sexo utilizando as tábuas de mortalidade ajustadas para Curitiba.

3 MÉTODOS

3.1 Fontes de dados

As informações sobre os casos incidentes de câncer no período 1998-2007 da população de Curitiba foram obtidas por meio de solicitação formal ao RCBP da cidade. O registro é alimentado por fontes notificadoras de casos de câncer – instituições, tanto públicas quanto privadas, que prestam assistência em câncer dentro da área de cobertura do registro. Trata-se assim de hospitais de câncer, gerais e universitários, clínicas especializadas, centros de diagnóstico e de tratamento oncológico e da Secretaria de Saúde por meio dos seus Sistemas de Informação. Além dos casos incidentes, o RCBP de Curitiba forneceu ainda informações sobre características individuais dos pacientes conforme pode ser visto no modelo de ficha de notificação dos RCBPs apresentado no Anexo. A escolha para utilização desse registro se deu em função de seu bom desempenho dentro dos critérios de qualidade propostos pela Iarc (BRAY et al., 2015) e pela continuidade de informação que permite analisar o seguimento de casos por um período de tempo suficiente para avaliar a sobrevida de cinco anos dos pacientes atendidos nos serviços de câncer localizados nesta capital.

Os dados referentes ao Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) das 138 Unidades de Desenvolvimento Humano (UDHs) que dividem espacialmente a cidade de Curitiba estão disponibilizados no sítio do **Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil** (<http://www.atlasbrasil.org.br/>), plataforma para consulta do IDHM, além de outros indicadores de demografia, educação, renda, trabalho, habitação e vulnerabilidade, elaborados com base em informações dos Censos Demográficos de 1991, 2000 e 2010. As UDHs são formadas pela agregação dos setores censitários do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), podendo, assim, ser parte de um bairro ou um bairro completo. Também estão disponíveis nessa plataforma os dados geoespaciais (*shapefiles*) com o delineamento das UDHs. O atlas é o resultado da colaboração do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea) e a Fundação João Pinheiro (FJP).

As tábuas de mortalidade da cidade de Curitiba por sexo, idade específica e período do estudo, elemento essencial para o cálculo da sobrevida líquida, foram obtidas do sítio do Grupo de Sobrevida de Câncer da London School of Hygiene and Tropical Medicine

(<http://csg.lshtm.ac.uk/tools-analysis/life-tables/>). Essas tábuas foram utilizadas no estudo CONCORD-2 (SPIKA et al., 2015).

Na medida em que não há tábuas de mortalidade segundo os quintis de IDHM, um *proxy* dessas tábuas foi obtido aplicando-se os gradientes de mortalidade por quintis de privação socioeconômica observados na população da Inglaterra. Assim, as razões entre as tábuas de mortalidade de cada quintil de privação socioeconômica e as tábuas de mortalidade geral da Inglaterra foram aplicadas nas tábuas de mortalidade geral de Curitiba. Assumiu-se portanto, que as desigualdades encontradas na população de Curitiba são similares às da Inglaterra. As tábuas de mortalidade da Inglaterra também se encontram disponíveis no sítio do Grupo de Sobrevida de Câncer da London School of Hygiene and Tropical Medicine (<http://csg.lshtm.ac.uk/tools-analysis/uk-life-tables/>).

3.2 População de estudo

A população de estudo é composta pelos casos incidentes entre 1998 e 2007 na cidade de Curitiba, Paraná, referentes às três topografias de câncer avaliadas: pulmão (código C34 da Classificação Internacional de Doenças – CID 10), mama (C50) e próstata (C61).

Um total de 16.755 observações relativas a essas três topografias foram registradas pelo RCBP de Curitiba. No caso dos cânceres de mama, tendo em vista que o interesse se volta para a sua ocorrência entre as mulheres, foram excluídos 39 registros de câncer de mama ocorridos entre os homens. Foram identificados e retirados em seguida os registros duplicados (4.667), ou seja, observações do mesmo caso incidente, porém de fontes distintas.

Ainda foram excluídas 27 observações nas quais não foi possível identificar se o câncer era primário ou não. Os 1.660 registros cuja notificação teve como fonte apenas a declaração de óbito foram excluídos da análise, pois não possuíam data de diagnóstico, impossibilitando assim o cálculo do tempo de sobrevida.

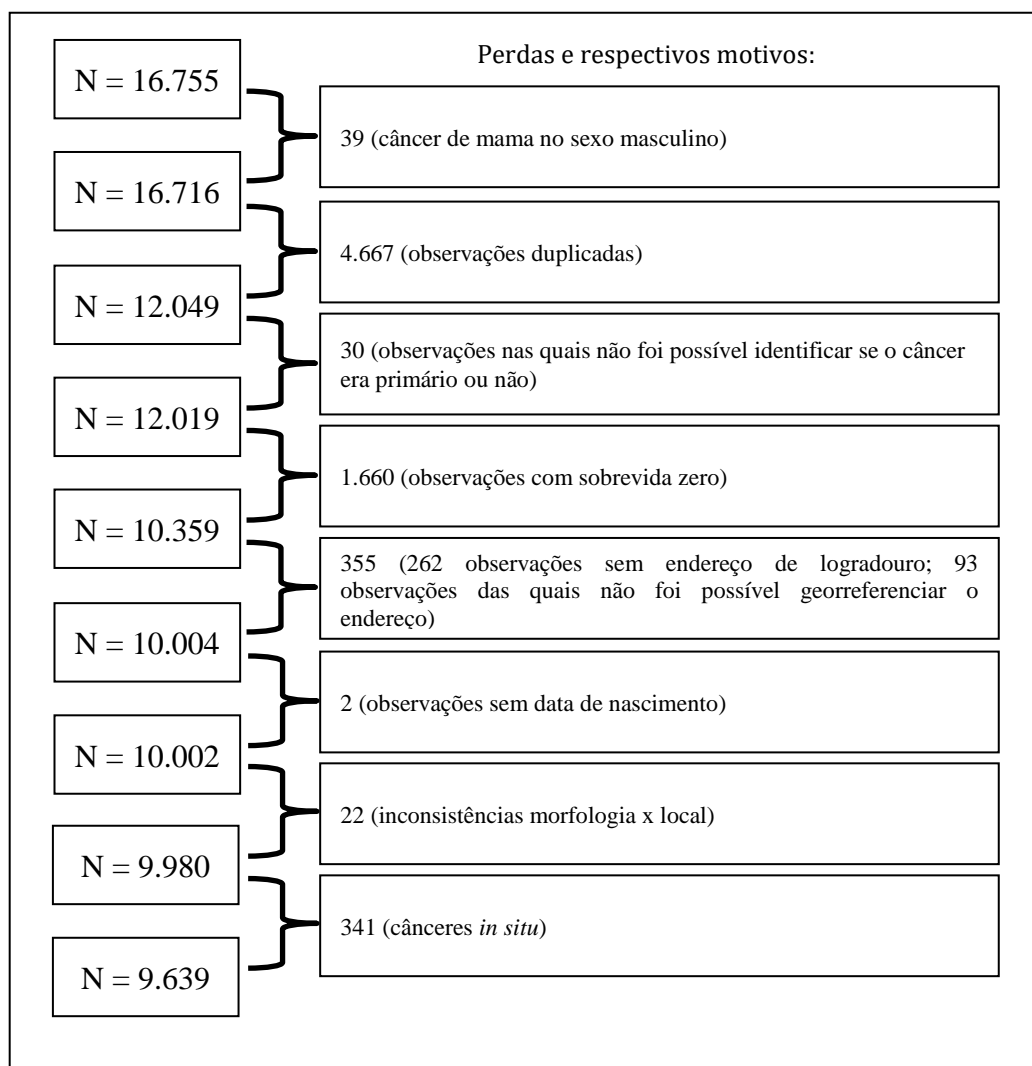
Não foi possível georreferenciar 355 registros nas Unidades de Desenvolvimento Humano por falhas nas coordenadas dos endereços, sendo por isso descartados. Duas observações sem informação sobre a data de nascimento também foram excluídas, pois não seria possível conhecer a sua sobrevida de referência na população geral de Curitiba.

A verificação de inconsistências entre morfologia e topografia resultou na exclusão de mais 22 observações.

Por fim, foram excluídos 341 casos de câncer *in situ*, pois têm elevada probabilidade de cura, na medida em que estão localizados na camada na qual se desenvolveram, enviesando assim a estimativa da sobrevida.

O processo de exclusão com seus respectivos motivos está ilustrado no Quadro 1.

Quadro 1 – População do estudo



Fonte: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007.

A tabela 1 apresenta o número de casos incidentes por topografia, segundo o ano de diagnóstico.

Tabela 1 – Casos incidentes por topografia e ano de diagnóstico

Topografia	Ano de diagnóstico										Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Masculino											
Próstata	266	212	253	231	279	326	385	388	353	370	3.063
Pulmão	81	91	88	89	104	84	104	93	95	100	929
Feminino											
Mama	450	438	467	475	519	514	535	529	542	564	5.033
Pulmão	49	57	58	48	55	61	65	78	72	71	614
Total	846	798	866	843	957	985	1.089	1.088	1.062	1.105	9.639

Fonte: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007.

3.3 Variáveis de estudo

Para o presente estudo foram selecionadas as seguintes variáveis individuais dos pacientes: sexo, idade no momento do diagnóstico, data do diagnóstico, data do óbito, endereço, meio de diagnóstico e extensão da neoplasia.

A sobrevida foi calculada pela diferença entre a data do desfecho de interesse e a data de ocorrência, ou o óbito e a data na qual o diagnóstico de câncer foi realizado. O tempo de seguimento para pacientes que sobreviveram mais de cinco anos após o diagnóstico foi censurado em cinco anos. Tendo em vista que o RCBP de Curitiba opera em um sistema de seguimento passivo dos casos, a informação da data de óbito é retirada, pelo próprio registro, do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) por meio da linkagem das bases de dados de incidência e de mortalidade. Sexo e idade são variáveis necessárias para se identificar a sobrevida na população geral. O meio de diagnóstico e a extensão da neoplasia foram importantes na avaliação da qualidade dos dados analisados.

O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), desagregado por Unidades de Desenvolvimento Humano (UDH), foi utilizado como *proxy* da posição socioeconômica dos indivíduos acometidos pelo câncer no período 1998-2007. O IDHM agrega três dimensões do desenvolvimento humano: longevidade, educação e renda, e varia entre 0 a 1, sendo 1 o maior nível de desenvolvimento humano possível.

Inicialmente foram criados quintis de IDHM referentes às UDHs, no entanto, na medida em que as UDHs não são uniformes em termos geográficos e populacionais, esse

processo resultou em número de casos e número de população residente muito díspares. Conforme pode ser visto na Tabela 2, a população classificada no quintil menos favorável em termos de IDHM representou 36% daquela classificada no quintil de IDHM mais favorável. Essa distorção se torna bem mais acentuada quando o foco se volta para o número de casos incidentes de câncer, classificando no quintil menos favorável de IDHM e que representou somente 5% daqueles classificados no quintil mais favorável. Isso ocorreu em virtude de as populações residentes nos quintis menos favoráveis serem muito rarefeitas.

Assim, em face desse problema, uma nova estratégia de classificação dos casos incidentes foi adotada. Procedeu-se então à ordenação crescente dos IDHMs, acumulando-se a população residente, criando-se, assim, quintis de IDHM com aproximadamente 20% da população residindo em cada um deles, conforme pode ser visto na Tabela 3. A distribuição das UDHS segundo os quintis de IDHM da população é apresentada na Figura 2.

Tabela 2 – Distribuição da população residente e dos casos incidentes de câncer segundo os quintis de IDHM referentes às UDHS

Quintis de IDHM	Nº de UDHS	Casos	População
1º (baixo IDHM)	28	244	179.841
2º	27	607	250.105
3º	30	1.338	343.843
4º	21	2.660	478.583
5º (alto IDHM)	32	4.790	499.535
Total	138	9.639	1.751.907

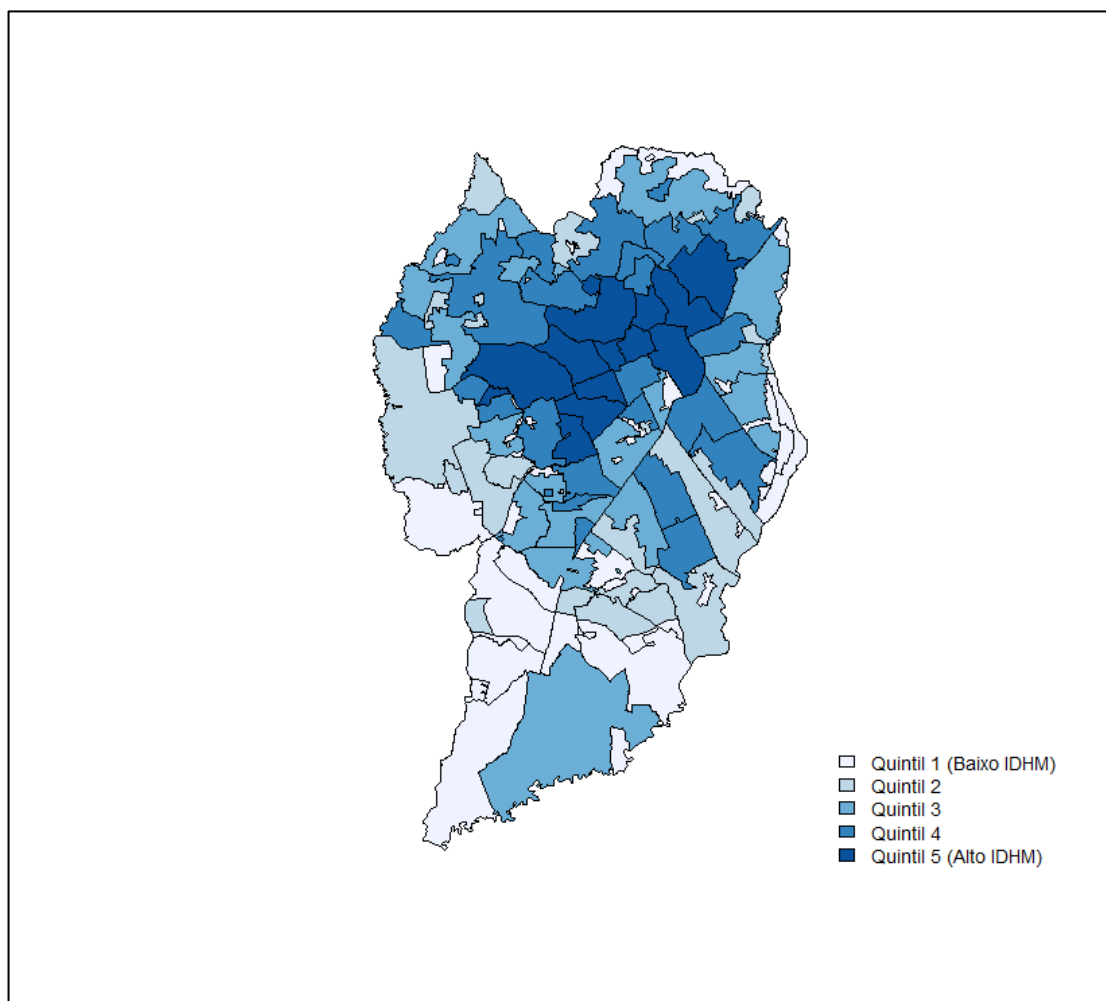
Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

Tabela 3 – Distribuição das UDHS segundo os quintis de IDHM da população

Quintis de IDHM	Nº de UDHS	Casos	População
1º (baixo IDHM)	53	653	359.561
2º	23	1.291	360.236
3º	22	1.836	349.216
4º	26	2.403	359.984
5º (alto IDHM)	14	3.456	322.910
Total	138	9.639	1.751.907

Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

Figura 1 – Mapas das UDHs de Curitiba segundo quintis de IDHM



Fonte: Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

Por meio das coordenadas de seus endereços, cada paciente foi alocado a uma UDH e, conseqüentemente, a um respectivo quintil de IDHM.

3.4 Métodos de sobrevida relativa e sobrevida líquida

O método de sobrevida relativa tem sido considerado o mais indicado para estimar a sobrevida líquida de câncer, principalmente em contextos nos quais a causa de morte é desconhecida ou imprecisa (PERME; STARE; ESTÈVE, 2012; ROCHE et al., 2013). O método de sobrevida relativa tem sido calculado por meio da comparação entre os óbitos ocorridos pela causa de interesse, denominados óbitos observados, e os óbitos que seriam esperados na população geral, que são obtidos por meio do uso de tábuas de mortalidade.

Essa comparação é feita se decompondo o risco de morte observado em dois componentes: o risco de morte devido à causa de interesse e o risco de morte devido a outras causas. Contudo, essa decomposição só pode ser feita quando o tempo até a ocorrência do óbito por outras causas for condicionalmente independente do tempo até a ocorrência do óbito pela causa de interesse, dado o conjunto de variáveis que podem influenciar simultaneamente esses dois componentes (DANIELI et al., 2012; POHAR-PERME; STARE; ESTÈVE, 2012; KODRE; PERME, 2013).

Outro pressuposto do método é que a mortalidade em razão da causa de interesse seja inexpressiva quando comparada com a da população em geral, fazendo que o risco de morte em virtude de outras causas seja aproximadamente igual ao risco de morte verificado na população geral. Por consequência, o risco observado, ou seja, aquele associado com a causa de interesse, é igual ao risco de mortalidade geral da população mais uma parcela referente ao excesso de risco decorrente da causa de interesse. Com base nessa decomposição, a sobrevida líquida seria definida como a função de sobrevida resultante desse excesso de risco.

Cabe ainda destacar que um problema comum em estudos de câncer de base populacional diz respeito às mudanças que podem ocorrer, entre os pacientes com câncer, na composição das variáveis pelas quais as tábuas de vida foram estratificadas. Voltando ao clássico exemplo da idade: “se o número de pacientes mais velhos aumenta ao longo do tempo e o de pacientes mais jovens diminui, os pacientes mais velhos serão, em média, censurados mais cedo do que os mais jovens, estimulando a ocorrência de censura informativa” (DANIELI et. al, 2012, p. 776, tradução nossa).

A razão da sobrevida relativa, $\hat{S}_e(t)$, tem sido utilizada para estimar a sobrevida líquida, sendo expressa da seguinte forma:

$$\hat{S}_e(t) = \frac{\hat{S}_o(t)}{S_p(t)} \quad (1)$$

em que: $\hat{S}_o(t)$ é o estimador da sobrevida observada no tempo t , e $S_p(t)$, a sobrevida esperada ou sobrevida da população no tempo t (DANIELI et al., 2012; PERME; STARE; ÈSTEVE, 2012).

Os métodos utilizados para estimar $\hat{S}_e(t)$ diferenciam-se pelo modo como a sobrevida esperada $S_p(t)$ é estimada (EDERER; AXTELL; CUTLER, 1961; EDERER; HEISE, 1959; HAKULINEN, 1982).

No método Ederer I (1961), a sobrevida da população correspondente ao grupo de pacientes no tempo t , $S_p(t)$ é estimada como a média das sobrevidas individuais, $S_{p_i}(t)$, obtida das tábuas de vida da população geral com características semelhantes às desses pacientes:

$$S_p(t) = \frac{\sum_{i=1}^n S_{p_i}(t)}{n} \quad (2)$$

O método Ederer II (1959) estima a sobrevida da população correspondente ao grupo de pacientes no tempo t , $S_p(t)$, da seguinte forma:

$$S_p(t) = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i(t) \cdot S_{p_i}(t)}{\sum_{i=1}^n Y_i(t)} \quad (3)$$

em que $Y_i(t)$ é um indicador que assume o valor 1 quando o paciente está em risco de morte no tempo t , e 0, em quaisquer outras situações. Esse método incorpora as mudanças ocorridas ao longo do tempo, no número de pessoas em cada grupo, ao ponderar as sobrevidas individuais pela proporção de indivíduos em risco no tempo t .

O método proposto por Hakulinen (1982) procura contornar o problema de censura informativa considerando o tempo potencial de seguimento de um paciente que representaria o tempo máximo pelo qual esse paciente seria observado (DANIELE et al., 2012). Nesse, a sobrevida da população geral é estimada assim:

$$S_p(t) = \frac{\sum_{i=1}^n C_i(t) \cdot S_{p_i}(t)}{\sum_{i=1}^n C_i(t)} \quad (4)$$

em que $C_i(t) = 1$ se t for menor ou igual ao tempo potencial de seguimento, e 0, em outras situações.

Até recentemente acreditava-se que os três métodos baseados na razão da sobrevida relativa estimassem a sobrevida líquida. Contudo, isso só ocorre quando não há mudança expressiva na composição das variáveis pelas quais as tábuas de vida são estratificadas e os pressupostos subjacentes a esses modelos são verificados. Assim, geralmente as estimativas da sobrevida líquida obtidas pelo uso desses métodos é enviesada (ROCHE et al., 2013; DANIELI et al., 2012; POHAR-PERME; STARE; ESTÈVE, 2012).

O método de Pohar-Perme foi elaborado como alternativa aos três métodos apresentados. Foi desenvolvido por meio da flexibilização dos pressupostos e, assim, fornece estimativas da sobrevida líquida. Esse passou a ser o método mais utilizado para comparação de sobrevida líquida entre países e em diferentes períodos de tempo. Foi o método adotado para a estimação da sobrevida no presente estudo e sua descrição é apresentada abaixo.

3.4.1 Estimador de sobrevida líquida Pohar-Perme

O método desenvolvido por Pohar-Perme et al. (2012) tem como base o estimador do excesso de risco acumulativo, $\widehat{\Lambda}_e(t)$, que segundo a formulação de processo de contagem pode ser definido como a diferença entre a estimativa do risco de morte acumulado de Nelson-Aalen e o risco de morte acumulado na população geral, para os pacientes ainda em risco em cada momento t :

$$\widehat{\Lambda}_e(t) = \int_0^t \frac{dN(u)}{Y(u)} - \int_0^t \frac{\sum_{i=1}^n Y_i(u) d\Lambda_{Pi}(u)}{Y(u)} \quad (5)$$

em que o número de indivíduos em risco é $Y(u) = \sum_{i=1}^n Y_i(u)$ e o número de mortes ocorridas até o momento u é $N(u) = \sum_{i=1}^n N_i(u)$.

A fim de eliminar o viés referente ao número de indivíduos sob risco, cada $Y_i(t)$ é aumentado quando dividido pela sobrevida correspondente na população, $S_{Pi}(t)$. Procede-se então à modificação do processo de contagem, $N_i(t)$, que passa a ser ponderado pelo inverso da probabilidade de censura. Assim, o estimador Pohar-Perme é dado por:

$$\widehat{\Lambda}_e(t) = \int_0^t \frac{dN^w(u)}{Y^w(u)} - \int_0^t \frac{\sum_{i=1}^n Y_i^w(u) d\Lambda_{Pi}(u)}{Y^w(u)} \quad (6)$$

em que: $N_i^w(t) = N_i(t)/S_{Pi}(t)$, $N^w(t) = \sum_{i=1}^n N_i^w(t)$, $Y_i^w(t) = Y_i(t)/S_{Pi}(t)$ e $Y^w(t) = \sum_{i=1}^n Y_i^w(t)$.

Esse é o único estimador da sobrevida líquida e seu cálculo é definido pela estimação do excesso de risco acumulativo $\widehat{\Lambda}_e(t)$.

Os elementos necessários para o seu cálculo são as informações do registro de câncer de base populacional em que os casos são classificados em eventos e censura e as tábuas de mortalidade da população de Curitiba, segundo o ano, o sexo e a idade.

Para que a sobrevida líquida estimada para cada grupo socioeconômico seja considerada uma medida independente da mortalidade da população e diretamente comparável entre si (KODRE; POHAR-PERME, 2013), é necessário que as tábuas de mortalidade utilizadas sejam desagregadas por estrato socioeconômico.

Na medida em que não existem essas tábuas de mortalidade específicas por posição socioeconômica para a população de Curitiba, realizou-se uma análise de sensibilidade com base na informação das tábuas de mortalidade de Curitiba, ajustadas pela distribuição observada nas tábuas inglesas estratificadas por quintis socioeconômicos (ITO et al., 2014).

A manipulação das bases de dados e a elaboração dos gráficos foram realizadas utilizando-se o software R (R CORE TEAM, 2015). A sobrevida líquida com base no método de Pohar-Perme foi obtida por meio da utilização do comando 'stns' disponível no software estatístico STATA (CLERC-URMÈS; GRZEBVK; HÉDELIN, 2014; STATACORP, 2015).

4 COMITÊ DE ÉTICA

O projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Hospital Pedro Ernesto da Universidade Estadual do Rio de Janeiro, sob o CAEE 50668115.4.0000.5259, e pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Secretaria Municipal de Saúde de Curitiba, sob o Prot. 114/2015.

5 DESIGUALDADES SOCIOECONÔMICAS NA SOBREVIVÊNCIA DE PACIENTES COM CÂNCER DE MAMA, PRÓSTATA E PULMÃO: UM ESTUDO DE BASE POPULACIONAL EM CURITIBA, PARANÁ (ARTIGO CIENTÍFICO)

INTRODUÇÃO (Artigo)

As doenças crônicas não transmissíveis (DCNTs) foram responsáveis por 38 milhões de óbitos em 2012, representando 68% de todas as mortes ocorridas no mundo nesse ano (WHO, 2014).

Entre as principais causas de doenças crônicas destaca-se o câncer que, com aproximadamente 8 milhões de óbitos, passou da terceira para a segunda posição, atrás apenas das doenças cardiovasculares (WHO, 2014; COLEMAN et al., 2008; ALBREHT et al., 2008). Devido à rapidez com que o processo de envelhecimento vem ocorrendo nos países em desenvolvimento, é provável que o câncer passe a desempenhar um papel ainda mais relevante tanto em termos de mortalidade quanto de morbidade.

O número de óbitos por câncer no mundo deve aumentar em 54% no período 2012-2030, o dobro do esperado para as doenças cardiovasculares (27%). Já em relação à incidência, estima-se em 24 milhões o número casos novos de câncer, ou seja, um aumento de 68% em relação à estimativa referente a 2012. Esse aumento é mais expressivo entre os países de média e de baixa renda (69%) do que entre os de renda alta e muito alta (56%) (SATARIANO, 2006; CANCER RESEARCH UK, 2015).

Nos últimos 40 anos, avanços na tecnologia utilizada para detecção da doença e no seu tratamento têm resultado em aumentos expressivos na sobrevivência dos pacientes acometidos pelos cânceres mais frequentes (COLEMAN et al., 2004; RACHET et al., 2010; COLEMAN et al., 2011; DEPARTMENT OF HEALTH, 2011; AACR, 2013). Em estudo realizado na Inglaterra e no País de Gales, observou-se que a sobrevivência global dos pacientes com câncer um ano após o diagnóstico da doença no período 1971-1972 foi de 50%, valor observado 40 anos depois para a sobrevivência de câncer dez anos após o diagnóstico (QUARESMA, COLEMAN, RACHET, 2015). Contudo, esse aumento tem ocorrido de forma bastante desigual, sendo bem mais expressivo entre indivíduos pertencentes a grupos sociais mais afluentes. Essa desigualdade tem sido encontrada até mesmo em países reconhecidos pelo acesso universal aos serviços de saúde (RACHET et al., 2010; CAVALLI-BJÖRKMAN et al.,

2011; LYRATZOPOULOS et al., 2011). Compreender o papel da desigualdade socioeconômica no que diz respeito à variação da sobrevida entre diferentes populações e grupos sociais é, portanto, essencial para a elaboração de políticas voltadas ao controle e ao tratamento do câncer.

A sobrevida global dos pacientes com câncer tem sido estimada, em geral, tendo como evento a morte, independentemente da causa que tenha levado ao óbito, fazendo que o risco de mortalidade por câncer seja influenciado pelo risco de morte devido às outras causas. Esse problema torna-se mais crítico quando o período de acompanhamento do estudo é longo, resultando em aumento expressivo da população idosa que é mais exposta simultaneamente ao risco de morte por câncer e por outras causas. Nesse contexto, o método da sobrevida líquida tem sido apontado como o mais adequado, pois resultaria na sobrevida obtida em uma população na qual o câncer é a única causa de morte, sendo utilizado em estudos comparativos entre países, grupos populacionais ou em diferentes períodos de tempo (DANIELI ET AL., 2012, ROCHE et al., 2013; KODRE; POHAR-PERME, 2013).

Os estudos que estimam a sobrevida do câncer usualmente utilizam informações dos registros de câncer de base populacional (RCBP) (WOODS; RACHET; COLEMAN, 2006; JENSEN; STORM, 1991; DOS SANTOS SILVA, 1999), pois a mensuração da sobrevida no nível populacional retrata de forma mais fidedigna o processo que envolve o cuidado de pacientes com câncer (PARKIN, 2008). Em relação à avaliação do efeito da desigualdade socioeconômica sobre a sobrevida de pacientes com câncer, ela tem sido feita em grande extensão com base em indicadores socioeconômicos das áreas de residência desses pacientes, principalmente quando a informação de indicadores individuais não está disponível ou é considerada de baixa qualidade (PULITI et al., 2012; ITO et al., 2014; FORREST et al., 2015; JANSEN et al., 2014). O índice de privação socioeconômica tem sido o mais utilizado e, embora fortemente associado à pobreza, reflete outras dimensões além da renda.

No Brasil, são poucos os estudos que avaliam a sobrevida de câncer com base em informações de registros de câncer de base populacional (VERDECCHIA et al., 2003; BUSTAMANTE-TEIXEIRA et al., 2006; ABREU et al., 2012). Embora esses estudos tenham calculado a sobrevida relativa, ela não foi avaliada segundo desigualdades socioeconômicas.

Assim, o objetivo do presente estudo é analisar a associação entre desigualdades socioeconômicas e a sobrevida líquida de três dos principais tipos de câncer (pulmão, mama e próstata) na cidade de Curitiba, Paraná, utilizando os casos incidentes registrados pelo Registro de Câncer de Base Populacional da cidade.

MÉTODOS (Artigo)

A fonte de informação utilizada neste estudo foi o Registro de Câncer de Base Populacional (RCBP) de Curitiba referente aos casos registrados de pacientes com câncer de mama, próstata e pulmão, diagnosticados entre 1998 e 2007. O RCBP de Curitiba, cidade classificada na 4ª posição em termos de IDH, no ranking das 27 capitais de estados brasileiros, apresenta bons indicadores de qualidade baseados nos critérios propostos pela Agência Internacional de Pesquisa em Câncer (Iarc) (BRAY et al., 2015), tendo sido incluída nas duas fases do estudo CONCORD (COLEMAN et al., 2008; ALLEMANI et al., 2015).

O RCBP baseia-se em um seguimento passivo dos pacientes com base em informações coletadas no Sistema de Informações de Mortalidade (SIM) referente aos óbitos registrados no estado do Paraná. As informações do SIM foram consideradas até o ano de 2012, a fim de garantir pelo menos cinco anos após o diagnóstico dos casos.

Um total de 16.755 observações relativas às três topografias foi registrado pelo RCBP de Curitiba. Inicialmente foram excluídos do estudo os registros duplicados de câncer (n = 4.676), assim como aqueles referentes aos cânceres de mama ocorridos entre os homens (n = 39), pois não são objeto deste estudo. Apesar do RCBP de Curitiba fornecer as coordenadas dos endereços, aproximadamente 14% dos registros não possuíam essa informação. Assim, utilizando-se o pacote ‘ggmap’ do software estatístico R, que se conecta ao ‘Google Maps’ (KAHLE; WICKHAM, 2013; R CORE TEAM, 2015), foi possível identificar as coordenadas de endereços para 1.196 registros, reduzindo-se sensivelmente o número de observações excluídas por falta de coordenadas (n = 355). Foram excluídos, também, 1.660 casos de câncer que foram inseridos no RCBP baseados nas informações da declaração de óbito, pois não seria possível calcular o tempo de sobrevida desses pacientes, na medida em que as datas do diagnóstico da doença não eram conhecidas. Excluíram-se, ainda, dois registros sem informação sobre a idade dos pacientes e 22 casos com inconsistências nas informações sobre morfologia e topografia. Por fim, foram excluídas as observações referentes aos pacientes com registros de tumores *in situ* (n = 341), pois são não invasivos com elevada probabilidade de cura, cuja inclusão poderia enviesar as estimativas de sobrevida. Ao final desse processo, a população do estudo consistiu de 9.639 pacientes, sendo 5.033 com câncer de mama, 3.063 com câncer de próstata e 1.543 com câncer de pulmão (tabela 4).

Tabela 4 – Casos incidentes de câncer segundo sexo, topografia e ano do diagnóstico

Topografia	Ano de diagnóstico										Total
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	
Masculino											
Próstata	266	212	253	231	279	326	385	388	353	370	3.063
Pulmão	81	91	88	89	104	84	104	93	95	100	929
Feminino											
Mama	450	438	467	475	519	514	535	529	542	564	5.033
Pulmão	49	57	58	48	55	61	65	78	72	71	614
Total	846	798	866	843	957	985	1.089	1.088	1.062	1.105	9.639

Fonte: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007.

Neste estudo, os quintis do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) foram usados como medida de posição socioeconômica dos pacientes. O IDHM é uma adaptação metodológica do IDH para o nível municipal, sendo composto por três componentes: educação, longevidade e renda. Em Curitiba, o IDHM foi estimado para 138 Unidades de Desenvolvimento Humano (UDHs), que são áreas formadas por meio da agregação de setores censitários homogêneos quanto ao nível socioeconômico, podendo ser parte de um bairro ou um bairro completo (ATLAS BRASIL, 2015).

Por meio da divisão das UDHs foram criados cinco grupos, levando-se em conta o IDHM e a distribuição populacional de Curitiba. As unidades foram ordenadas do mais baixo ao mais alto índice, e em seguida agrupadas para que incluíssem aproximadamente 20% da população. Com base nas coordenadas de seus endereços, cada paciente foi então alocado a uma UDH e, conseqüentemente, a um respectivo quintil de IDHM.

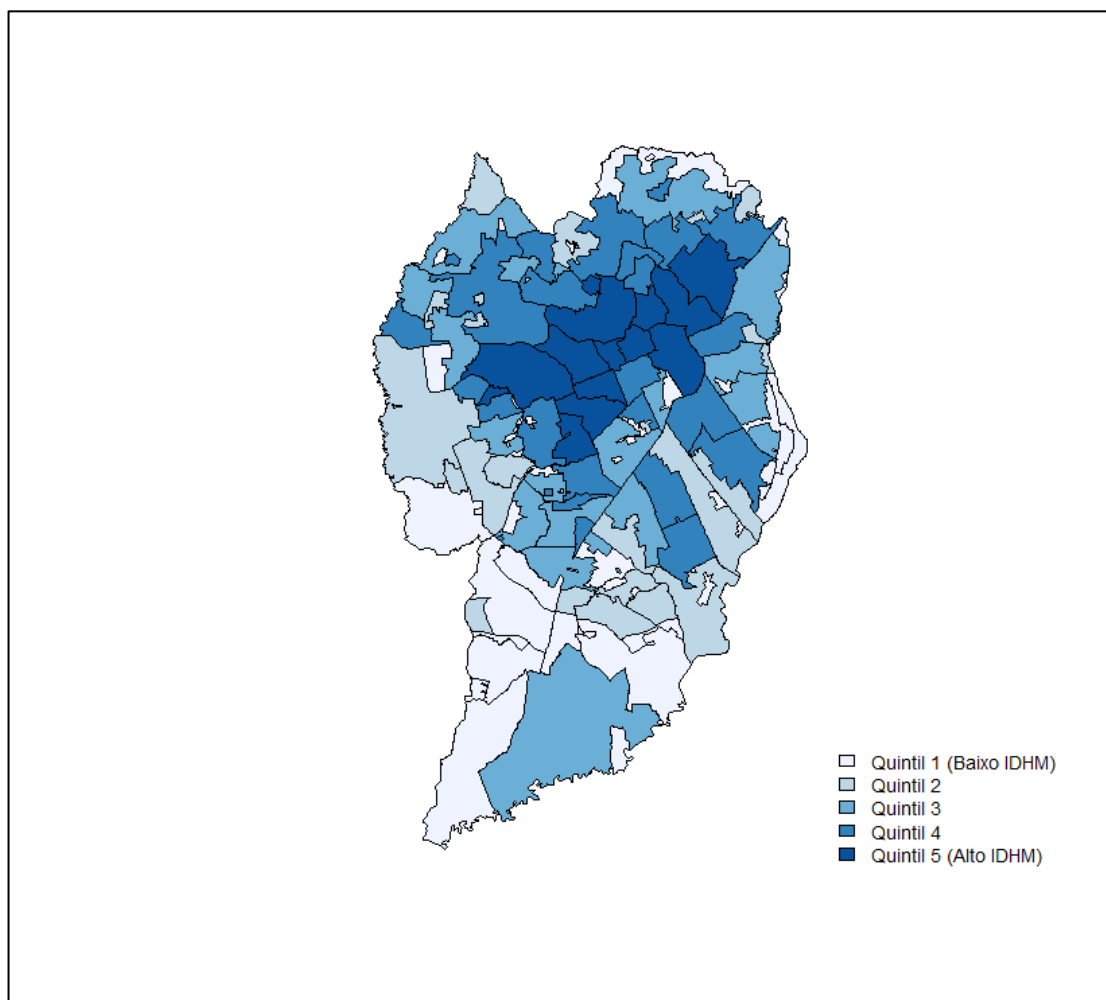
A tabela 5 mostra a distribuição populacional segundo os quintis de IDHM e o número de UDHs existente em cada um dos quintis.

Tabela 5 – Distribuição das UDHS e casos de câncer segundo os quintis de IDHM da população

Quintis de IDHM	Nº de UDHS	Casos	População
1º (baixo IDHM)	53	653	359.561
2º	23	1.291	360.236
3º	22	1.836	349.216
4º	26	2.403	359.984
5º (alto IDHM)	14	3.456	322.910
Total	138	9.639	1.751.907

Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

Figura 2 – Mapas das UDHS de Curitiba segundo quintis de IDHM



Fonte: Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

Na tabela 6 é apresentada a distribuição dos casos de câncer, por sexo, topografia e quintis de IDHM.

Tabela 6 – Distribuição dos casos de câncer segundo sexo, topografia e quintil de IDHM

	Total	Quintis de IDHM				
		1° (baixo IDHM)	2°	3°	4°	5° (alto IDHM)
Masculino						
Próstata	3.063	218	463	585	778	1.019
Pulmão	929	66	148	209	219	287
Feminino						
Mama	5033	298	581	912	1.269	1.973
Pulmão	614	71	99	130	137	177

Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

A sobrevida líquida para cada tipo de câncer no primeiro e no quinto ano após o diagnóstico dos pacientes, estratificada pela distribuição da população de Curitiba segundo quintis de IDHM, foi estimada utilizando-se o método proposto por Pohar-Perme et al. (2012). A sobrevida líquida é definida como a sobrevida estimada para um grupo de pacientes em uma situação hipotética, na qual o câncer de interesse é a única causa de morte. Trata-se assim de uma medida de sobrevida que permite comparações não viesadas entre diferentes populações ou entre diferentes períodos no tempo.

Até a publicação do seminal estudo realizado por Pohar-Perme et al. (2012), a sobrevida líquida era estimada pelo método da razão da sobrevida relativa, no qual a sobrevida dos pacientes com câncer (sobrevida observada) era comparada com a aquela observada na população (sobrevida esperada), obtida por meio do uso de tábuas de mortalidade da população (EDERER; AXTELL; CUTLER, 1961; EDERER; HEISE, 1959; HAKULINEN, 1982).

Essa comparação é feita decompondo-se o risco de morte observado em dois componentes: o risco de morte devido à causa de interesse e o risco de morte por outras causas. No entanto, essa decomposição só é válida quando o tempo até a ocorrência do óbito por outras causas for condicionalmente independente do tempo até a ocorrência do óbito pela causa de interesse (DANIELI et al., 2012; POHAR-PERME; STARE; ESTÈVE, 2012;

KODRE; PERME, 2013), ou seja, quando a censura é não informativa, pressuposto difícil de ser verificado nas populações.

Embora o método proposto por Pohar-Perme et al. (2012) não estime a razão de sobrevida relativa, a sobrevida líquida é obtida com base na abordagem de sobrevida relativa, pois assume que o risco de mortalidade observado é definido pelo risco de mortalidade da população mais um excesso de risco devido ao câncer de interesse. A sobrevida líquida é então entendida como a função de sobrevida referente a esse excesso de risco.

O método de Pohar-Perme et al. (2012) utiliza o estimador do excesso de risco acumulativo, $\hat{\Lambda}_e(t)$, que segundo a formulação de processo de contagem pode ser definido como a diferença entre a estimativa do risco de morte acumulado de Nelson-Aalen e o risco de morte acumulado na população geral, ponderado pelo inverso da probabilidade de censura:

$$\hat{\Lambda}_e(t) = \int_0^t \frac{dN^w(u)}{Y^w(u)} - \int_0^t \frac{\sum_{i=1}^n Y_i^w(u) d\Lambda_{Pi}(u)}{Y^w(u)}$$

em que: $N_i^w(t) = N_i(t)/S_{Pi}(t)$, $N^w(t) = \sum_{i=1}^n N_i^w(t)$, $Y_i^w(t) = Y_i(t)/S_{Pi}(t)$ e $Y^w(t) = \sum_{i=1}^n Y_i^w(t)$.

Para o cálculo foram utilizadas as tábuas de mortalidade da cidade de Curitiba por sexo, idade específica e período estimadas no estudo CONCORD-2 (SPIKA et al., 2015). Considerou-se como data de início do seguimento a do diagnóstico registrada no RCBP e como data de falha a do óbito informada pelo SIM. Os casos não identificados no SIM foram considerados como tendo o status “vivo” e censurados cinco anos após o diagnóstico.

Tendo em vista que a mortalidade da população deve variar segundo quintis de IDHM, é importante levar essa variação nas estimativas da sobrevida líquida. Na ausência de tábuas de mortalidade segundo quintis de IDHM, um *proxy* dessas tábuas foi obtido por meio do ajuste das tábuas de mortalidade geral de Curitiba pelo padrão observado nas tábuas de mortalidade da Inglaterra, segundo quintis do índice de privação socioeconômica.

Todas as análises foram realizadas no pacote estatístico STATA (STATACORP, 2015).

Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Estadual do Rio de Janeiro, sob o CAEE 50668115.4.0000.5259, e pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Secretaria Municipal de Saúde de Curitiba, sob o Prot. 114/2015.

RESULTADOS (Artigo)

Os resultados referentes à estimativa da sobrevida líquida de um e cinco anos, segundo sexo e quintis de IDHM, são apresentados respectivamente nas tabelas 7 e 8. Em todas as topografias analisadas, a sobrevida líquida foi menor no grupo de quintil mais baixo quando comparada a do grupo de quintil mais alto. À exceção do pulmão que apresenta uma forte inflexão no valor referente ao 3º quintil, observou-se um aumento monotônico na sobrevida líquida à medida que os quintis de IDHM aumentam.

A sobrevida de um e cinco anos após o diagnóstico do câncer de próstata foi bastante elevada, 96% e 92,6% respectivamente. Também foi o câncer que apresentou a menor diferença entre a sobrevida líquida de um e cinco anos após o diagnóstico (3,5%). Mas essas diferenciais se acentuam quando as comparações são feitas considerando-se os quintis de IDHM. Analisando-se a sobrevida líquida de um ano, observa-se um aumento de 6,1% entre os pacientes do quintil mais alto se comparados aos do quintil mais baixo. Esta diferença aumenta em relação à sobrevida líquida de cinco anos; os pacientes no quintil mais alto têm uma estimativa 24% maior do que os do primeiro quintil, ou seja, três vezes mais chance de sobreviver.

Para o câncer de mama, a sobrevida líquida das pacientes foi, também, bastante elevada (95,6% em um ano e 83,7% em 5 anos), estando ao final de um ano no mesmo patamar observado para o câncer de próstata. Os diferenciais entre as sobrevidas líquidas de um e cinco anos se tornam mais expressivos quando analisados segundo os quintis de IDHM. Da mesma forma que para os pacientes com câncer de próstata, as pacientes com câncer de mama tiveram um diferencial entre a sobrevida líquida de um ano observado entre o quintil mais alto e mais baixo (6,7%) bem inferior ao observado para a sobrevida líquida de cinco anos (30,2%).

A sobrevida líquida observada entre pacientes acometidos pelo câncer de pulmão foi maior entre as mulheres quando comparada com a dos homens, sendo esta diferença 9% maior ao final de um ano de seguimento e, 12% ao final de cinco anos. Houve uma redução expressiva (50%) na sobrevida de cinco anos quando comparada com a sobrevida estimada ao final de um ano, tanto em relação aos homens quanto às mulheres. A sobrevida de cinco anos foi aproximadamente 50% menor do que a sobrevida de um ano para ambos os sexos.

Tabela 7 – Estimativa de sobrevida líquida (SL) de um ano e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007

	Quintis de IDHM											
	Todos os casos		1° (baixo IDHM)		2°		3°		4°		5° (alto IDHM)	
	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%
Masculino												
Próstata	96,0	(94,9-96,9)	92,2	(86,4-95,7)	91,9	(88,2-94,5)	95,3	(92,2-97,2)	97,3	(94,7-98,6)	97,8	(95,5-98,9)
Pulmão	39,6	(36,3-42,8)	35,8	(24,5-47,3)	37,6	(29,7-45,4)	31,0	(24,8-37,5)	38,6	(32,0-45,1)	48,4	(42,3-54,2)
Feminino												
Mama	95,6	(94,9-96,2)	91,1	(87,0-94,0)	94,1	(91,6-95,9)	94,6	(92,7-96,0)	96,6	(94,0-96,7)	97,2	(96,1-98,0)
Pulmão	43,2	(39,2-47,1)	38,4	(27,2-49,5)	39,1	(29,5-48,6)	36,2	(27,9-44,5)	41,7	(33,3-49,8)	53,5	(45,8-60,7)

Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

Tabela 8 – Estimativa de sobrevida líquida (SL) de cinco anos e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007

	Quintis de IDHM											
	Todos os casos		1° (baixo IDHM)		2°		3°		4°		5° (alto IDHM)	
	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%
Masculino												
Próstata	92,6	(90,2-94,5)	81,3	(71,6-87,9)	81,6	(75,1-86,7)	88,5	(82,4-92,6)	93,5	(87,8-96,6)	101,0	(100,0-138,1)
Pulmão	18,8	(16,1-21,7)	14,7	(7,1-24,9)	14,3	(9,0-20,8)	12,2	(8,0-17,4)	18,2	(12,9-24,2)	27,0	(21,3-33,0)
Feminino												
Mama	83,7	(82,3-85,0)	69,6	(63,4-74,9)	74,8	(70,4-78,5)	79,6	(76,3-82,5)	83,2	(80,4-85,6)	90,6	(88,3-92,4)
Pulmão	21,1	(17,7-24,7)	13,2	(6,6-22,1)	18,6	(11,4-27,0)	20,9	(13,5-29,5)	18,9	(12,7-26,2)	26,9	(20,2-34,0)

Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, 2010.

Para esse tipo de câncer, a sobrevida estimada de um ano foi 35,2% e 39,2% maior entre pacientes residentes em áreas mais ricas quando comparada com a daqueles residentes em áreas mais pobres, para homens e mulheres, respectivamente. Esses diferenciais entre os quintis de renda aumentam significativamente quando se trata da sobrevida de cinco anos, 83,8% e 103,8% para homens e mulheres, respectivamente.

Cabe mencionar que os intervalos de confiança referentes ao câncer de pulmão são muito amplos, principalmente no quintil mais baixo, aumentando a incerteza dessas estimativas.

Nas tabelas 9 e 10 são apresentadas as sobrevidas líquidas de um e cinco anos, segundo sexo e quintis de IDHM, estimadas com base nas tábuas de mortalidade de Curitiba estratificadas por posição socioeconômica, utilizando-se como padrão as tábuas de mortalidade da Inglaterra. Conforme pode ser visto, as estimativas de sobrevida de um e cinco anos apresentaram aumentos no 1º e 2º quintis e redução no 4º e 5º quintis, fazendo as diferenças entre os quintis extremos diminuírem. Tomando as estimativas de sobrevida líquida de cinco anos, a diferença entre as sobrevidas do câncer de próstata dos quintis mais ricos e mais pobres passou de 24% para 8%, quando foram utilizadas as tábuas de vida ajustadas pela distribuição de mortalidade entre quintis de posição socioeconômica da Inglaterra. Para o câncer de mama, a diferença na sobrevida líquida de cinco anos entre os dois quintis extremos passou de 30,2% para 24,5%. Em relação ao câncer de pulmão, a diferença na sobrevida líquida de cinco anos entre os dois extremos foi de 103,8%, quando as tábuas de mortalidade usadas foram as da população geral, e de 94%, quando as tábuas usadas foram ajustadas pelo padrão observado na Inglaterra. Entre os homens a mudança na sobrevida de cinco anos entre os quintis extremos foi mais expressiva: 83,8% e 63,4% respectivamente.

Note que as estimativas referentes ao terceiro quintil praticamente não se alteraram, o que é esperado, pois esse grupo deve ter características mais próximas da população geral.

Tabela 9 – Estimativa de sobrevida líquida (SL) de um ano e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007, utilizando as tábuas de vida ajustadas pela distribuição de mortalidade entre quintis de posição socioeconômica da Inglaterra

	Quintis de IDHM											
	Todos os casos		1° (baixo IDHM)		2°		3°		4°		5° (alto IDHM)	
	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%
Masculino												
Próstata	95,6	(94,4-96,5)	93,6	(87,2-96,8)	92,4	(88,5-95,0)	95,1	(92,0-97,0)	96,6	(94,2-98,0)	96,7	(94,7-97,9)
Pulmão	39,4	(36,2-42,6)	36,2	(24,7-47,7)	37,7	(29,8-45,6)	31,0	(24,7-37,4)	38,4	(31,8-44,8)	47,9	(41,9-53,7)
Feminino												
Mama	95,4	(94,7-96,1)	91,4	(87,3-94,3)	94,2	(91,7-96,0)	94,5	(92,6-96,0)	95,4	(94,0-96,5)	96,8	(95,7-97,6)
Pulmão	43,1	(39,1-47,0)	38,6	(27,3-49,7)	39,2	(29,6-48,7)	36,2	(27,9-44,4)	41,5	(33,2-49,7)	53,3	(45,6-60,4)

Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

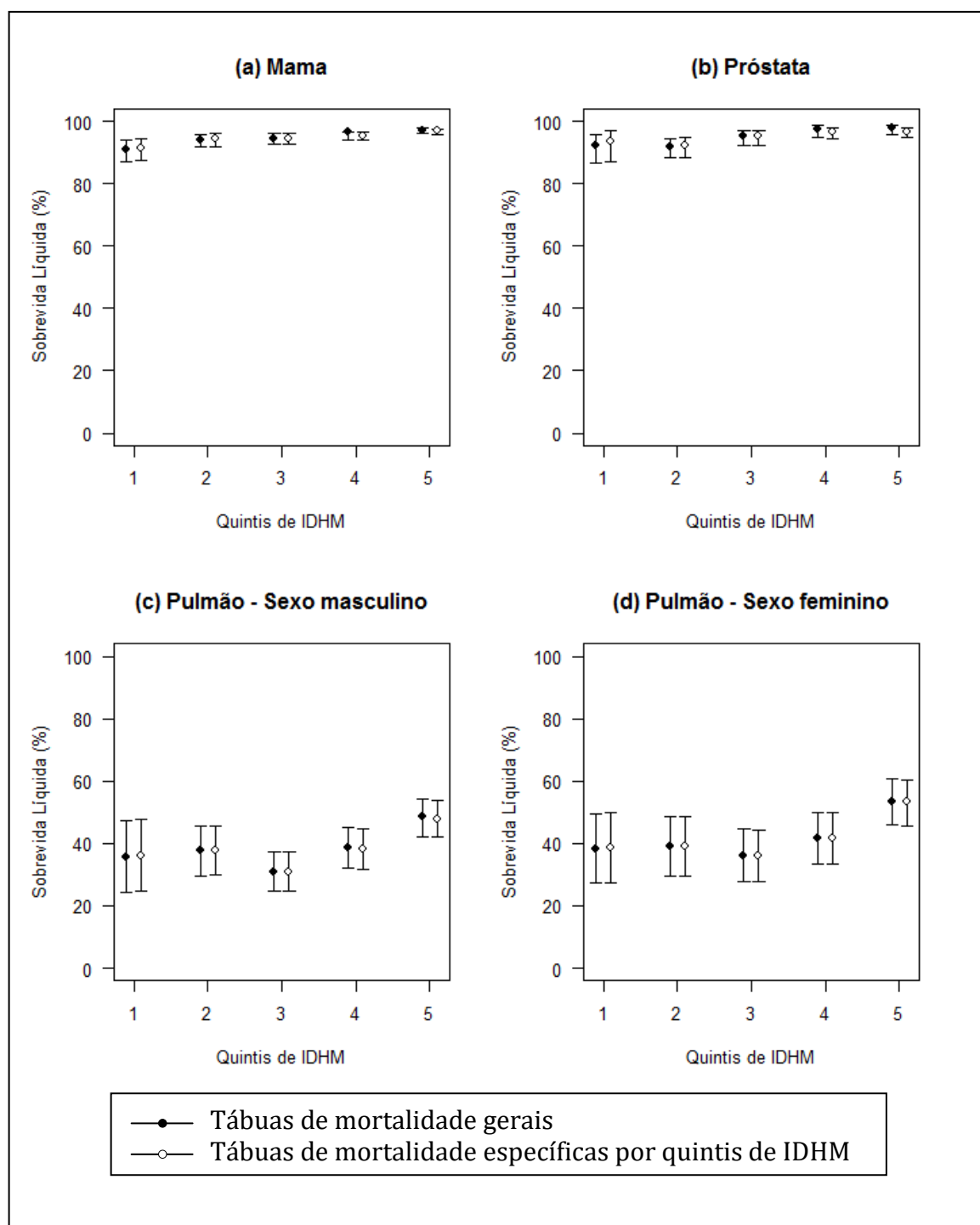
Tabela 10 – Estimativa de sobrevida líquida (SL) de cinco anos e seu respectivo intervalo de confiança (IC), segundo sexo e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007, utilizando as tábuas de vida ajustadas pela distribuição de mortalidade entre quintis de posição socioeconômica da Inglaterra

	Quintis de IDHM											
	Todos os casos		1° (baixo IDHM)		2°		3°		4°		5° (alto IDHM)	
	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%	SL	IC 95%
Masculino												
Próstata	90,1	(87,8-92,0)	87,3	(75,4-93,7)	83,8	(76,8-88,8)	87,3	(81,4-91,5)	90,0	(85,1-93,3)	94,7	(90,4-97,1)
Pulmão	18,3	(15,7-21,2)	15,6	(7,5-26,3)	14,5	(9,2-21,1)	12,1	(7,9-17,2)	17,6	(12,5-23,4)	25,5	(20,2-31,2)
Feminino												
Mama	82,6	(81,3-83,9)	70,9	(64,5-76,3)	75,2	(70,9-79,0)	79,3	(76,0-82,2)	82,3	(79,6-84,8)	88,3	(86,2-90,2)
Pulmão	20,8	(17,4-24,4)	13,4	(6,7-22,5)	18,7	(11,5-27,3)	20,8	(13,4-29,4)	18,7	(12,5-25,8)	26,0	(19,5-33,0)

Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

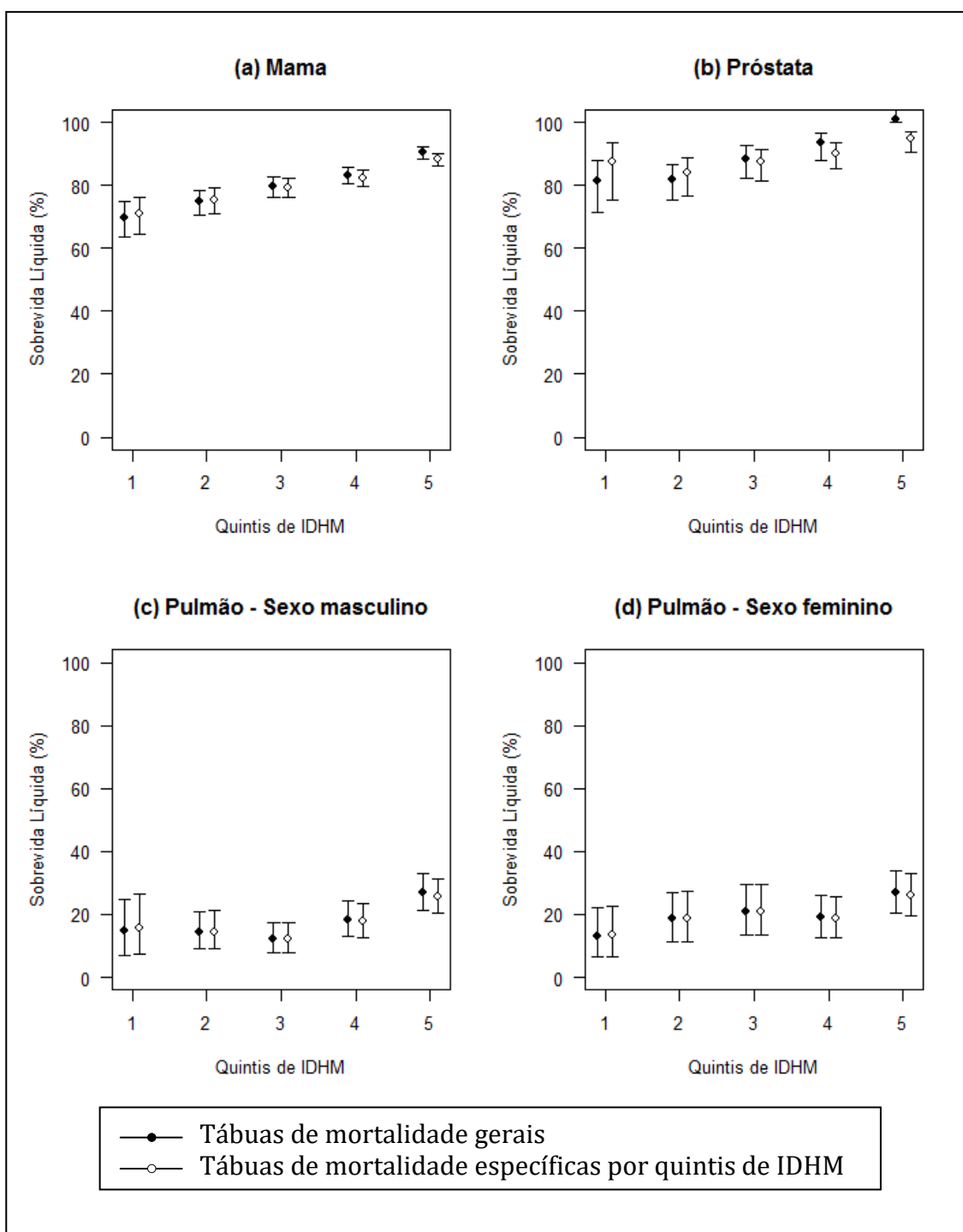
A comparação entre as estimativas de sobrevida de um e cinco anos, obtidas por meio das tábuas da população geral e das tábuas estratificadas pelos quintis, pode ser vista nas figuras 1 e 2. Essas figuras ilustram o efeito do uso de tábuas estratificadas sobre as estimativas da sobrevida: aumento nas estimativas de sobrevida dos quintis mais baixos e diminuição nas estimativas de sobrevida dos quintis mais altos. Cabe ressaltar que essas mudanças não alteraram o padrão observado na relação entre sobrevida líquida e quintis de IDHM.

Gráfico 1 – Estimativas de sobrevida líquida de um ano segundo topografia e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007



Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

Gráfico 2 – Estimativas de sobrevida líquida de cinco anos, segundo topografia e quintis de IDHM, Curitiba, 1998-2007



Fontes: Registro de câncer de base populacional, Curitiba, 1998-2007 e Atlas de desenvolvimento humano no Brasil, Curitiba, 2010.

DISCUSSÃO (Artigo)

Diante da forte evidência de diferenças na sobrevida de câncer segundo estratos socioeconômicos em diferentes contextos (KOGEVINAS; PORTA, 1997), no presente estudo avaliou-se o papel exercido pela desigualdade socioeconômica na sobrevida líquida de um e cinco anos de pacientes acometidos pelos cânceres de pulmão, próstata e mama, utilizando as informações do Registro de Câncer de Base Populacional (RCBP) de Curitiba. Por ser comum a ambos os sexos, a sobrevida líquida do câncer de pulmão foi estratificada por sexo.

Embora possa ser mensurada com base em indicadores individuais na maioria dos estudos, a desigualdade socioeconômica tem sido medida por indicadores referentes à área na qual os pacientes residem (BASTIAANNET et al., 2011; SHAFIQUE; MORRISON, 2014; ITO et al., 2014; JANSEN et al., 2014). Em revisão sistemática da literatura sobre as origens dos diferenciais socioeconômicos da sobrevida de câncer, dos 39 estudos selecionados, 28 (71,8%) utilizaram medidas da área de residência dos pacientes, sendo 23 (59%) baseados em quintis de índices de privação, que variam largamente entre os estudos (WOODS; RACHET; COLEMAN, 2006). Neste estudo, a desigualdade socioeconômica foi abordada por meio de quintis do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM).

Do ponto de vista global, as estimativas de sobrevida líquida de cinco anos mostraram-se bem próximas das apresentadas na segunda fase do estudo CONCORD, no qual estão disponibilizadas estimativas de sobrevida líquida de cinco anos para a cidade de Curitiba (ALLEMANI et al., 2015).

Os resultados desse estudo indicam que a desigualdade socioeconômica desempenha um papel importante na sobrevida de câncer, sendo maior entre pacientes que residem nas áreas mais afluentes de Curitiba. Isto ficou mais claro ao se avaliar a sobrevida líquida de cinco anos, onde a desigualdade em sobrevida foi grande para todos os tipos de câncer estudados. Comparando-se o primeiro e o quinto quintis de IDHM, verificou-se diferenças importantes: as sobrevidas líquidas no câncer de próstata foram, respectivamente, 81,3% e 100%; no câncer de mama, 69,6% e 90,6%; no câncer de pulmão entre os homens, 14,7% e 27% e entre as mulheres, 13,2% e 26,9%.

Portanto, os maiores diferenciais de sobrevida comparando-se residentes em áreas mais afluentes com aqueles de mais desprovidas de recursos socioeconômicos, foram identificados entre pacientes com câncer de pulmão, seguidos pelos pacientes com câncer de mama e próstata.

Essas diferenças também foram verificadas no estudo desenvolvido com pacientes da Alemanha por Jansen et al. (2014). Os diferenciais de sobrevida de cinco anos entre o grupo mais afluyente e o mais pobre foram de 3,8%, 4,2% e 25%, respectivamente, nos cânceres de mama, próstata e pulmão. Esse padrão também foi observado no estudo de McDavid et al. (2003). A sobrevida de três anos para pacientes residentes no estado de Kentucky, Estados Unidos, diagnosticados com câncer de mama, próstata e pulmão foi respectivamente, 17%, 18% e 77% maior entre os pacientes com plano de saúde quando comparados com aqueles que não possuíam plano.

Cabe registrar a inexistência de padrão em relação à magnitude dos diferenciais por topografias, o que pode estar associado a questões culturais. No estudo de Osaka, por exemplo, os maiores diferenciais foram observados entre pacientes com câncer de próstata, seguidos pelos pacientes com câncer de pulmão e de mama (ITO et al., 2014).

Embora Rachet et al. (2008) afirmem que os diferenciais em sobrevida por estratos socioeconômicos tendem a ser mais pronunciados no primeiro ano, neste estudo os diferenciais em sobrevida foram bem mais expressivos no quinto ano. Estudo conduzido por Ito et al. (2014) também identificou aumento nos diferenciais de sobrevida com o aumento do tempo após o diagnóstico na cidade de Osaka.

Os diferenciais em sobrevida entre os residentes de áreas mais ricas e de áreas mais pobres no primeiro ano de vida estariam provavelmente mais associados com o atraso no diagnóstico do câncer. Portanto, os pacientes de câncer que foram a óbito no período de um ano após o diagnóstico são aqueles detectados tardiamente, cujo tratamento tem baixa probabilidade de sucesso, mesmo entre aqueles pertencentes aos grupos socioeconômicos mais afluentes. Já aqueles que sobrevivem teriam mais chance de se beneficiar dos avanços na quimioterapia ou nas técnicas cirúrgicas, procedimentos que ocorrem mais tardiamente no processo de tratamento dos tumores incluídos neste estudo (HALMIN et al., 2008; ITO et al., 2014). Dessa forma, na sobrevida de cinco anos é possível se avaliar de forma mais adequada o impacto do acesso a melhores técnicas de diagnóstico e modalidades terapêuticas.

A opção feita neste estudo, de ajustar a sobrevida de câncer pela sobrevida esperada em cada quintil de renda por meio do uso de tábuas da Inglaterra, permitiu corrigir a estimativa do excesso de mortalidade por outras causas que não o câncer, o qual é maior em áreas mais desprovidas socioeconomicamente. Esse acerto foi particularmente importante para o câncer de próstata, pois ajustou a estimativa líquida de cinco anos que ultrapassava 100%. Assim, conforme pode ser visto, o uso de tábuas de mortalidade estratificadas por indicadores socioeconômicos tende a atenuar os diferenciais entre as sobrevidas estimadas

para os quintis mais extremos. Apesar da diminuição nos diferenciais de sobrevivência entre pacientes dos quintis mais ricos e dos mais pobres, eles ainda se mantiveram bastante expressivos para o câncer de pulmão, entre homens (83,7% sem esse ajuste e 63,5% após ajuste) e mulheres (103,8% sem esse ajuste e 94% após ajuste), e para o câncer de mama (30,2% sem esse ajuste e 24,5% após ajuste).

É importante que esforços sejam feitos para a elaboração de tábuas de mortalidade específicas por grupos socioeconômicos, pois isso eliminaria vieses decorrentes do uso de tábuas de países cujo nível e cujo padrão da desigualdade sejam diferentes dos verificados no Brasil.

Além da limitação de não se ter disponíveis tábuas específicas de mortalidade por nível socioeconômico, outra limitação desse estudo se refere à exclusão de um número elevado de observações cujos casos foram diagnosticados somente pela declaração de óbito. Embora seja esperado que essas perdas sejam mais expressivas entre a população mais vulnerável, neste estudo tal fato não foi constatado. No entanto, as perdas variam significativamente por topografia: 8,1%, 17% e 47,3% para mama, próstata e pulmão, respectivamente. Cabe mencionar que se considerarmos o total das informações do RCBP, excluindo-se os registros de câncer de mama masculinos e os duplicados, a proporção de casos diagnosticados somente pela declaração de óbito foi de aproximadamente 14%, valor inferior ao observado na Alemanha para o período 1997-2006 em todos os cânceres (16%) (JANSEN et al., 2014).

A distribuição dos casos de câncer por quintis de IDHM indica uma possível subnotificação nos quintis menos favorecidos, pois o número de casos aumenta sensivelmente à medida que aumenta o nível do IDHM. Se os casos não notificados forem aqueles de menor sobrevivência, ela estará sobrestimada nos menores quintis de IDHM. Isso reforça a necessidade de se identificar problemas no processo de captação dos casos nas áreas menos favorecidas.

Ainda que a magnitude dos diferenciais de sobrevivência dependa do tamanho das áreas, pois quanto menores mais homogêneas (WOODS; RACHET; COLEMAN, 2005), acreditamos que as UDHs se constituam em áreas adequadas para a realização desse tipo de estudo, pois são agregações de setores censitários homogêneos em relação a um conjunto de indicadores socioeconômicos.

Um outro problema que pode afetar as estimativas de sobrevivência diz respeito ao fato de que os dados de óbito foram obtidos de forma passiva, relacionando os dados dos casos registrados no RCBP com os do SIM estadual. É possível, assim, que alguns casos de pacientes que foram considerados vivos tenham ido a óbito sem estarem registrados no SIM.

Por razões que podem inclusive estar relacionadas à busca de tratamento fora do estado, esses pacientes podem ter ido a óbito fora do estado do Paraná. Outro motivo para que um caso que evolui para a morte não seja detectado no seguimento passivo é a falha no relacionamento dos bancos de dados, o que pode ocorrer se houver erro nas informações das variáveis identificadoras (nome, data de nascimento, nome da mãe e residência). No entanto, se esse viés ocorreu em alguma medida neste estudo, ele levaria a uma sobrestimativa, o que tenderia a ser maior entre os pacientes mais desfavorecidos por serem eles os que têm mais dificuldade de acesso ao tratamento. Desse modo, a diferença na sobrevida seria ainda maior entre o quintil inferior e o mais alto, o que indica que nossas diferenças entre estimativas podem ser mais conservadoras do que reais.

A despeito dessas limitações, este é o primeiro estudo que avalia desigualdades socioeconômicas em sobrevida de câncer usando dados de registros de câncer de base populacional no Brasil, e deve servir de estímulo para novos estudos sobre desigualdade em sobrevida de câncer com base em outros RCBPs do Brasil.

A vigilância da sobrevida de câncer deve ser um processo contínuo, pois constitui informação essencial para a elaboração de políticas de saúde que visem aumentar não só a expectativa de vida, mas também a qualidade de vida dos pacientes com câncer.

REFERÊNCIAS (Artigo)

AACR. American Association for Cancer Research. AACR Cancer Progress Report 2013. **Clin Cancer Res** 2013;19 (Supplement 1):S1-S88

ABREU, E. et al. Sobrevida de dez anos de câncer de mama feminino em coorte populacional em Goiânia (GO), Brasil, 1988-1990. **Cad. saúde colet.**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 305-313, jul. 2012.

ALBREHT, T. et al. Making progress against cancer in Europe in 2008. **European Journal of Cancer**, v. 44, n. 10, p. 1451-1456, jul. 2008.

ALLEMANI, C. et al. Global surveillance of cancer survival 1995-2009: analysis of individual data for 25,676,887 patients from 279 population-based registries in 67 countries (CONCORD-2). **Lancet**, v. 385, n. 9.972, p. 977-1010, 14 mar. 2015.

ATLAS BRASIL. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. PNUD, Ipea, FJP. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/>> Acesso em: 23 jun. 2015.

BASTIAANNET, E. et al. Socioeconomic differences in survival among breast cancer patients in the Netherlands not explained by tumor size. **Breast Cancer Research and Treatment**, v. 127, n. 3, p. 721-727, jun. 2011.

BRAY, F. et al. Cancer incidence in five continents: inclusion criteria, highlights from volume x and the global status of cancer registration. **International Journal of Cancer**, v. 137, n. 9, p. 2060-2071, 1^o nov. 2015.

BUSTAMANTE-TEIXEIRA, M. T. et al. Sobrevida em pacientes com câncer gástrico em Campinas, São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n. 8, p. 1611-1618, ago. 2006.

CANCER RESEARCH UK. **Projections to 2030 for worldwide cancer incidence**. Disponível em: <<http://www.cancerresearchuk.org/health-professional/cancer-statistics/worldwide-cancer/incidence#heading-Five>>. Acesso em: 23 jun. 2015.

CAVALLI-BJÖRKMAN, N. et al. Differences according to educational level in the management and survival of colorectal cancer in Sweden. **European Journal of Cancer**, Oxford, England, v. 47, n. 9, p. 1398-1406, jun. 2011.

COLEMAN, M. P. et al. Trends and socioeconomic inequalities in cancer survival in England and Wales up to 2001. **British Journal of Cancer**, v. 90, n. 7, p. 1367-1373, 5 abr. 2004.

COLEMAN, M. P. et al. Cancer survival in five continents: a worldwide population-based study (CONCORD). **The Lancet Oncology**, v. 9, n. 8, p. 730-756, ago. 2008.

COLEMAN, M. P. et al. Cancer survival in Australia, Canada, Denmark, Norway, Sweden, and the UK, 1995-2007 (the International Cancer Benchmarking Partnership): an analysis of

population-based cancer registry data. **Lancet**, London, England, v. 377, n. 9760, p. 127-138, 8 jan. 2011.

DANIELI, C. et al. Estimating net survival: the importance of allowing for informative censoring. **Statistics in Medicine**, v. 31, n. 8, p. 775-786, 13 abr. 2012.

DEPARTMENT OF HEALTH. **Improving outcomes: a strategy for cancer**. London: Department of Health, jan. 2011.

DOS SANTOS SILVA, I. **Cancer epidemiology: principles and methods**. Iarc, 1999.

EDERER, F.; HEISE, H. Instructions to IBM 650 programmers in processing survival computations. Methodological Note N. 10. **End Results Evaluation Section**. Bethesda, MD, USA: National Cancer Institute, 1959.

EDERER, F.; AXTELL, L. M.; CUTLER, S. J. The relative survival rate: a statistical methodology. **National Cancer Institute Monograph**, v. 6, p. 101-121, set. 1961.

FORREST, L. F. et al. The role of receipt and timeliness of treatment in socioeconomic inequalities in lung cancer survival: population-based, data-linkage study. **Thorax**, v. 70, n. 2, p. 138-145, fev. 2015.

HAKULINEN, T. Cancer survival corrected for heterogeneity in patient withdrawal. **Biometrics**, v. 38, n. 4, p. 933-942, dez. 1982.

HALMIN, M. et al. Long-term inequalities in breast cancer survival--a ten year follow-up study of patients managed within a National Health Care System (Sweden). Stockholm, Sweden, **Acta Oncologica**, v. 47, n. 2, p. 216-224, 2008.

ITO, Y. et al. Socioeconomic inequalities in cancer survival: a population-based study of adult patients diagnosed in Osaka, Japan, during the period 1993-2004. Stockholm, Sweden, **Acta Oncologica**, v. 53, n. 10, p. 1423-1433, out. 2014.

JANSEN, L. et al. Socioeconomic deprivation and cancer survival in Germany: an ecological analysis in 200 districts in Germany. **International Journal of Cancer**, v. 134, n. 12, p. 2951-2960, 15 jun. 2014.

JENSEN, O. M.; STORM, H. H. Purposes and uses of cancer registration. In: JENSEN et al. (Eds.). **Cancer registration: principles and methods**. Lyon, France: Iarc Scientific Publications, n. 95, p. 7-21, 1991.

KAHLE, D.; WICKHAM, H. ggmap: Spatial Visualization with ggplot2. **The R Journal**, v. 5, n. 1, 144-161. Disponível em: <<http://journal.r-project.org/archive/2013-1/kahle-wickham.pdf>>. Acesso em: 22 dez. 2015.

KODRE, A.; POHAR-PERME, M. Informative censoring in relative survival. **Statistics in Medicine**, v. 32, n. 27, p. 4791-4802, 30 nov. 2013.

KOGEVINAS, M.; PORTA, M. Socioeconomic differences in cancer survival: a review of the evidence. In: KOGEVINAS et al. (Eds.). **Social Inequalities and Cancer**. Lyon, France: Iarc Scientific Publications, n. 138, p. 177-206, 1997.

- LYRATZOPOULOS, G. et al. Changes over time in socioeconomic inequalities in breast and rectal cancer survival in England and Wales during a 32-year period (1973-2004): the potential role of health care. **Annals of oncology**, v. 22, n. 7, p. 1661-1666, jul. 2011.
- MCDavid, K. et al. Cancer survival in Kentucky and health insurance coverage. **Archives of Internal Medicine**, v. 163, n. 18, p. 2.135-2.144, 13 out. 2003.
- PARKIN, D. M. The role of cancer registries in cancer control. **International Journal of Clinical Oncology**, v. 13, n. 2, p. 102-111, abr. 2008.
- POHAR-PERME, M.; STARE, J.; ESTÈVE, J. On estimation in relative survival. **Biometrics**, v. 68, n. 1, p. 113-120, mar. 2012.
- PULITI, D. et al. Does an organised screening programme reduce the inequalities in breast cancer survival? **Annals of Oncology**, v. 23, n. 2, p. 319-323, fev. 2012.
- QUARESMA, M.; COLEMAN, M. P.; RACHET, B. 40-year trends in an index of survival for all cancers combined and survival adjusted for age and sex for each cancer in England and Wales, 1971-2011: a population-based study. **Lancet**, v. 385, n. 9974, p. 1206-1218, 28 mar. 2015.
- R CORE TEAM. R: a language and environment for statistical computing. Versão 3.1.3. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2015. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>. Acesso em: 22 dez. 2015.
- RACHET, B. et al. Cancer survival in England and Wales at the end of the 20th century. **British Journal of Cancer**, v. 99 Suppl 1, p. S2-10, 23 set. 2008.
- RACHET, B. et al. Socioeconomic inequalities in cancer survival in England after the NHS cancer plan. **British Journal of Cancer**, v. 103, n. 4, p. 446-453, 10 ago. 2010.
- ROCHE, L. et al. Cancer net survival on registry data: use of the new unbiased Pohar-Perme estimator and magnitude of the bias with the classical methods. **International Journal of Cancer**, v. 132, n. 10, p. 2359-2369, 15 maio 2013.
- SATARIANO, W. **Epidemiology of aging: an ecological approach**. Sudbury, MA, USA: Jones & Bartlett Publishers, 2006.
- SHAFIQUE, K.; MORRISON, D. S. Socio-economic inequalities in survival of patients with prostate cancer: role of age and Gleason grade at diagnosis. **PloS One**, v. 8, n. 2, p. e56184, 2013.
- SPIKA, D. et al. **Life tables for the CONCORD-2 study**. Disponível em: <<http://csg.lshtm.ac.uk/life-tables>>. Acesso em: 2 ago. 2015.
- STATACORP. **Stata statistical software: release 14**. College Station, TX: StataCorp LP, 2015. Disponível em <<http://www.stata.com/>>. Acesso em: 22 dez 2015.
- VERDECCHIA, A. et al. Comparison of stomach cancer incidence and survival in four continents. **European Journal of Cancer**, v. 39, n. 11, p. 1603-1609, jul. 2003.

WHO. The World Health Organization. **Global status report on noncommunicable diseases 2014**. Geneva: WHO, 2014.

WOODS, L. M.; RACHET, B.; COLEMAN, M. P. Choice of geographic unit influences socioeconomic inequalities in breast cancer survival. **British Journal of Cancer**, v. 92, n. 7, p. 1279-1282, 11 abr. 2005.

WOODS, L. M.; RACHET, B.; COLEMAN, M. P. Origins of socio-economic inequalities in cancer survival: a review. **Annals of Oncology**, v. 17, n. 1, p. 5-19, jan. 2006.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este é o primeiro estudo com estimativas de sobrevida líquida, segundo estratos socioeconômicos, realizado por meio de informações do Registro de Câncer de Base Populacional no Brasil. Os estratos socioeconômicos foram definidos pelos quintis do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) referente ao local de residência dos pacientes acometidos pelos três tipos de câncer avaliados: próstata, mama e pulmão. Também é o primeiro estudo com informações de RCBP do Brasil a utilizar o método de Pohar-Perme, considerado o único capaz de prover estimativas não viesadas de sobrevida líquida.

Observaram-se diferenciais expressivos entre os três tipos de câncer, quando comparada a sobrevida líquida dos pacientes dos quintis mais ricos com a dos pacientes dos quintis mais pobres. Embora esses diferenciais tenham se reduzido quando tábuas de mortalidade mais compatíveis com as características das áreas foram utilizadas no processo de estimação, eles ainda se mantiveram expressivos, principalmente para o câncer de mama e o de pulmão.

Os resultados mostraram diferenciais importantes na sobrevida de um ano entre os estratos socioeconômicos extremos; contudo, eles foram mais expressivos em relação à sobrevida de cinco anos. Enquanto os diferenciais em sobrevida no primeiro ano de vida, entre os residentes de áreas mais ricas e de áreas mais pobres, estariam mais associados com o atraso no diagnóstico do câncer, os diferenciais nos cinco anos após o diagnóstico seriam referentes à maior chance dos mais ricos em se beneficiarem dos avanços na quimioterapia ou em técnicas cirúrgicas, procedimentos cujos resultados aparecem mais tardiamente no processo de tratamento dos tumores incluídos neste estudo.

A iniquidade em saúde faz as populações mais vulneráveis terem dificuldades de acesso aos serviços de saúde e ao tratamento mais apropriado. Esse fato torna-se ainda mais relevante em um país no qual o índice de desigualdade humana figura entre os mais altos do mundo.

Tendo em vista que o principal objetivo dos RCBPs é a identificação de casos incidentes, não existe obrigatoriedade de coleta das informações sobre o estadiamento da doença nem do tratamento recebido. Assim, não foi possível avaliar o papel dessas variáveis nos diferenciais de sobrevida líquida entre os pacientes residentes nas áreas mais ricas e mais pobres. Dada a relevância dessas informações para as análises de sobrevida em câncer, sobretudo quando se trata de desigualdades socioeconômicas, esforços deveriam ser feitos

para sua coleta. Também precisaria ser avaliada a qualidade do cuidado recebido pelos pacientes com câncer segundo suas características socioeconômicas. Esses estudos qualitativos também são bem-vindos.

A sobrevivência de câncer no nível populacional deveria ser rotineiramente estimada para fazer uma boa avaliação da assistência aos pacientes, mas isso depende da qualidade dos RCBPs, sobretudo no seguimento dos pacientes de modo a identificar precisamente as datas de diagnóstico e óbito. Tanto as informações de estadiamento e tratamento quanto o seguimento dos pacientes seria facilitado com maior integração dos RCBPs com os Registros Hospitalares de Câncer.

No Brasil, os registros de câncer têm enfrentado problemas de várias naturezas que dificultam a sua continuidade. A redução das desigualdades socioeconômicas entre os pacientes com câncer depende em grande extensão da qualidade dessas informações. Assim, esforços devem ser feitos a fim de que os RCBPs do Brasil tenham os recursos necessários para que funcionem adequadamente e possam, de fato, contribuir com os sistemas nacionais de informação em saúde, tornando-se assim, ferramenta essencial para a vigilância do câncer e avaliação da assistência aos pacientes.

É importante também o incentivo à condução de estudos que possam avaliar melhor as influências do contexto socioeconômico aliado às condições individuais dos pacientes, como renda, escolaridade e possibilidades de acesso ao diagnóstico de tratamento do câncer, aplicando metodologias apropriadas para estudos de base populacional.

REFERÊNCIAS

- AACR. American Association for Cancer Research. AACR Cancer Progress Report 2013. **Clin Cancer Res** 2013;19 (Supplement 1):S1-S88
- ABREU, E. et al. Sobrevida de dez anos de câncer de mama feminino em coorte populacional em Goiânia (GO), Brasil, 1988-1990. **Cad. saúde colet.**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 305-313, jul. 2012.
- ALBREHT, T. et al. Making progress against cancer in Europe in 2008. **European Journal of Cancer**, v. 44, n. 10, p. 1451-1456, jul. 2008.
- ALLEMANI, C. et al. Global surveillance of cancer survival 1995-2009: analysis of individual data for 25,676,887 patients from 279 population-based registries in 67 countries (CONCORD-2). **Lancet**, v. 385, n. 9.972, p. 977-1010, 14 mar. 2015.
- ATLAS BRASIL. **Atlas do desenvolvimento humano no Brasil**. PNUD, Ipea, FJP. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/>> Acesso em: 23 jun. 2015.
- AUVINEN, A.; KARJALAINEN, S. Possible explanations for social class differences in cancer patient survival. **Iarc scientific publications**, n. 138, p. 377-397, 1997.
- BASTIAANNET, E. et al. Socioeconomic differences in survival among breast cancer patients in the Netherlands not explained by tumor size. **Breast Cancer Research and Treatment**, v. 127, n. 3, p. 721-727, jun. 2011.
- BERRINO, F. et al. Survival for eight major cancers and all cancers combined for European adults diagnosed in 1995-99: results of the EURO CARE-4 study. **The Lancet. Oncology**, v. 8, n. 9, p. 773-783, set. 2007.
- BRASIL. Ministério da Saúde/INCA. **Câncer no Brasil: dados dos registros de base populacional**, Rio de Janeiro, v. 4, 2010.
- BRASIL. Ministério da Saúde/INCA. **Estimativa 2014: incidência de câncer no Brasil**. Rio de Janeiro, 2014.
- BRASIL. Ministério da Saúde/INCA. **Estatísticas do câncer**. Disponível em: <<http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/estatisticas/site/home/rcbp/>> Acesso em: 20 jul. 2015.
- BRAY, F.; PARKIN, D. M. Evaluation of data quality in the cancer registry: principles and methods. Part I: comparability, validity and timeliness. **European Journal of Cancer**, v. 45, n. 5, p. 747-755, mar. 2009.
- BRAY, F. et al. Cancer incidence in five continents: inclusion criteria, highlights from volume x and the global status of cancer registration. **International Journal of Cancer**, v. 137, n. 9, p. 2060-2071, 1^o nov. 2015.

BRENNER, H. et al. Death certificate only proportions should be age adjusted in studies comparing cancer survival across populations and over time. **European Journal of Cancer**, v. 52, p. 102-108, 1^o jan. 2016.

BUSTAMANTE-TEIXEIRA, M. T.; FAERSTEIN, E.; LATORRE, M. DO R. Técnicas de análise de sobrevida. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 18, n. 3, p. 579-594, jun. 2002.

BUSTAMANTE-TEIXEIRA, M. T. et al. Sobrevida em pacientes com câncer gástrico em Campinas, São Paulo, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 22, n. 8, p. 1611-1618, ago. 2006.

CANCER RESEARCH UK. **Projections to 2030 for worldwide cancer incidence.**

Disponível em: <<http://www.cancerresearchuk.org/health-professional/cancer-statistics/worldwide-cancer/incidence#heading-Five>>. Acesso em: 23 jun. 2015.

CARSTAIRS, V.; MORRIS, R. Deprivation, mortality and resource allocation. **Community Medicine**, v. 11, n. 4, p. 364-372, nov. 1989.

CAVALLI-BJÖRKMAN, N. et al. Differences according to educational level in the management and survival of colorectal cancer in Sweden. **European Journal of Cancer**, Oxford, England: 1990, v. 47, n. 9, p. 1398-1406, jun. 2011.

CLERC-URMÈS, I.; GRZEBVK, M.; HÉDELIN, G. Net survival estimation with stns. **Stata Journal**, v. 14, n. 1, p. 87-102, 2014.

COLEMAN, M. P. et al. Trends and socioeconomic inequalities in cancer survival in England and Wales up to 2001. **British Journal of Cancer**, v. 90, n. 7, p. 1367-1373, 5 abr. 2004.

COLEMAN, M. P. et al. Cancer survival in five continents: a worldwide population-based study (CONCORD). **The Lancet. Oncology**, v. 9, n. 8, p. 730-756, ago. 2008.

COLEMAN, M. P. et al. Cancer survival in Australia, Canada, Denmark, Norway, Sweden, and the UK, 1995-2007 (the International Cancer Benchmarking Partnership): an analysis of population-based cancer registry data. **Lancet**, London, England, v. 377, n. 9760, p. 127-138, 8 jan. 2011.

CURADO, M. P.; VOTI, L.; SORTINO-RACHOU, A. M. Cancer registration data and quality indicators in low and middle income countries: their interpretation and potential use for the improvement of cancer care. **Cancer Causes & Control: CCC**, v. 20, n. 5, p. 751-756, jul. 2009.

DANIELI, C. et al. Estimating net survival: the importance of allowing for informative censoring. **Statistics in Medicine**, v. 31, n. 8, p. 775-786, 13 abr. 2012.

DEATON, A. Health, inequality, and economic development. **Journal of Economic Literature, American Economic Association**, v. 41, n.1, p. 113-158, mar. 2003.

DEPARTMENT OF HEALTH. **Improving outcomes: a strategy for cancer.** London: Department of Health, jan. 2011.

DICKMAN, P. W.; COVIELLO, E. Estimating and modeling relative survival. **Stata Journal**, v. 15, n. 1, p. 186-215, 2015.

DOS SANTOS SILVA, I. **Cancer epidemiology: principles and methods**. Iarc, 1999.

EDERER, F.; HEISE, H. Instructions to IBM 650 programmers in processing survival computations. Methodological Note No. 10. **End Results Evaluation Section**. Bethesda, MD, USA: National Cancer Institute, 1959.

EDERER, F.; AXTELL, L. M.; CUTLER, S. J. The relative survival rate: a statistical methodology. **National Cancer Institute Monograph**, v. 6, p. 101–121, set. 1961.

EIBNER, C.; STURM, R. US-based indices of area-level deprivation: results from HealthCare for Communities. **Social Science & Medicine**, v. 62, n. 2, p. 348-359, jan. 2006.

ELLIS, L. et al. Cancer incidence, survival and mortality: explaining the concepts. **International Journal of Cancer**, v. 135, n. 8, p. 1774-1782, 15 out. 2014.

ESTÈVE, J.; BENHAMOU, E.; RAYMOND, L. **Statistical methods in cancer research**. v. IV. Descriptive epidemiology. Lyon: Iarc scientific publications, 1994. n. 128, 302 p.

FORREST, L. F. et al. The role of receipt and timeliness of treatment in socioeconomic inequalities in lung cancer survival: population-based, data-linkage study. **Thorax**, v. 70, n. 2, p. 138-145, fev. 2015.

FRANCESCHI, S.; WILD, C. P. Meeting the global demands of epidemiologic transition - the indispensable role of cancer prevention. **Molecular Oncology**, v. 7, n. 1, p. 1-13, fev. 2013.

GOLDONI, C. A. et al. Misclassification of breast cancer as cause of death in a service screening area. **Cancer Causes & Control: CCC**, v. 20, n. 5, p. 533-538, jul. 2009.

HAKULINEN, T. Cancer survival corrected for heterogeneity in patient withdrawal. **Biometrics**, v. 38, n. 4, p. 933-942, dez. 1982.

HALMIN, M. et al. Long-term inequalities in breast cancer survival--a ten year follow-up study of patients managed within a National Health Care System (Sweden). Stockholm, Sweden, **Acta Oncologica**, v. 47, n. 2, p. 216-224, 2008.

ITO, Y. et al. Cancer survival trends in Osaka, Japan: the influence of age and stage at diagnosis. **Japanese Journal of Clinical Oncology**, v. 37, n. 6, p. 452-458, jun. 2007.

ITO, Y. et al. Socioeconomic inequalities in cancer survival: a population-based study of adult patients diagnosed in Osaka, Japan, during the period 1993-2004. Stockholm, Sweden, **Acta Oncologica**, v. 53, n. 10, p. 1423-1433, out. 2014.

JANSEN, L. et al. Socioeconomic deprivation and cancer survival in Germany: an ecological analysis in 200 districts in Germany. **International Journal of Cancer**, v. 134, n. 12, p. 2951-2960, 15 jun. 2014.

JENSEN, O. M.; STORM, H. H. Purposes and uses of cancer registration. In: JENSEN et al. (Eds.). **Cancer registration: principles and methods**. Lyon, France: Iarc Scientific Publications, n. 95, p. 7-21, 1991.

KAHLE, D.; WICKHAM, H. ggmap: Spatial Visualization with ggplot2. **The R Journal**, v. 5, n. 1, 144-161. Disponível em: <<http://journal.r-project.org/archive/2013-1/kahle-wickham.pdf>>. Acesso em: 22 dez. 2015.

KODRE, A.; POHAR-PERME, M. Informative censoring in relative survival. **Statistics in Medicine**, v. 32, n. 27, p. 4791-4802, 30 nov. 2013.

KOGEVINAS, M.; PORTA, M. Socioeconomic differences in cancer survival: a review of the evidence. In: KOGEVINAS et al. (Eds.). **Social Inequalities and Cancer**. Lyon, France: Iarc Scientific Publications, n. 138, p. 177-206, 1997.

LIMA, C. A. et al. Time trends in breast cancer incidence and mortality in a mid-sized northeastern Brazilian city. **BMC Public Health**, v. 12, n. 1, p. 883, 19 out. 2012.

LIMA, C. A. et al. Trends in prostate cancer incidence and mortality in a mid-sized Northeastern Brazilian city. **Revista da Associação Médica Brasileira**, v. 59, n. 1, p. 15-20, fev. 2013.

LISBÔA, L. F. **Tendências da incidência e da mortalidade do câncer de mama feminino no município de São Paulo**. Dissertação (Mestrado em Epidemiologia)–Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, São Paulo, 16 dez. 2009.

LYNCH, J. et al. Income inequality, the psychosocial environment, and health: comparisons of wealthy nations. **Lancet**, v. 358, n. 9.277, p. 194-200, 21 jul. 2001.

LYRATZOPOULOS, G. et al. Changes over time in socioeconomic inequalities in breast and rectal cancer survival in England and Wales during a 32-year period (1973-2004): the potential role of health care. **Annals of oncology**, v. 22, n. 7, p. 1661-1666, jul. 2011.

MARCOLIN, M. **Tendências da incidência e da mortalidade por câncer de cólon em residentes no município de São Paulo**. Dissertação (Mestrado em Epidemiologia)–Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo, São Paulo, 18 dez. 2009.

MARMOT, M. G. et al. Employment grade and coronary heart disease in British civil servants. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 32, n. 4, p. 244-249, dez. 1978.

MARMOT, M. **The Marmot review final report: fair society, healthy lives**. London: University College London, 2010.

MARTINS, E. et al. Evolução temporal dos estádios do câncer de mama ao diagnóstico em um registro de base populacional no Brasil central. **Revista Brasileira de Ginecologia e Obstetrícia**, v. 31, n. 5, p. 219-223, maio 2009.

- MATHERS, C. D. et al. Counting the dead and what they died from: an assessment of the global status of cause of death data. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 83, n. 3, p. 161-240, mar. 2005.
- MCDAVID, K. et al. Cancer survival in Kentucky and health insurance coverage. **Archives of Internal Medicine**, v. 163, n. 18, p. 2.135-2.144, 13 out. 2003.
- MORRIS, E. et al. Unacceptable variation in abdominoperineal excision rates for rectal cancer: time to intervene? **Gut**, v. 57, n. 12, p. 1690-1697, dez. 2008.
- NEWSCHAFFER, C. J. et al. Causes of death in elderly prostate cancer patients and in a comparison nonprostate cancer cohort. **Journal of the National Cancer Institute**, v. 92, n. 8, p. 613-621, 19 abr. 2000.
- OMRAN, A. R. The Epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. **The Milbank Quarterly**, v. 83, n. 4, p. 731-757, dez. 2005.
- PACELLI, B. et al. Does breast cancer screening level health inequalities out? A population-based study in an Italian region. **European Journal of Public Health**, v. 24, n. 2, p. 280-285, abr. 2014.
- PARKIN, D. M. The evolution of the population-based cancer registry. **Nature Reviews. Cancer**, v. 6, n. 8, p. 603-612, ago. 2006.
- PARKIN, D. M. The role of cancer registries in cancer control. **International Journal of Clinical Oncology**, v. 13, n. 2, p. 102-111, abr. 2008.
- POHAR-PERME, M.; STARE, J.; ESTÈVE, J. On estimation in relative survival. **Biometrics**, v. 68, n. 1, p. 113-120, mar. 2012.
- PORNET, C. et al. Construction of an adaptable European transnational ecological deprivation index: the French version. **Journal of Epidemiology and Community Health**, p. 2011-2031, 27 abr. 2012.
- PULITI, D. et al. Does an organised screening programme reduce the inequalities in breast cancer survival? **Annals of Oncology**, v. 23, n. 2, p. 319-323, fev. 2012.
- QUARESMA, M.; COLEMAN, M. P.; RACHET, B. 40-year trends in an index of survival for all cancers combined and survival adjusted for age and sex for each cancer in England and Wales, 1971-2011: a population-based study. **Lancet**, v. 385, n. 9974, p. 1206-1218, 28 mar. 2015.
- R CORE TEAM. **R: A language and environment for statistical computing**. Versão 3.1.3. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing, 2015. Disponível em: <<http://www.R-project.org/>>. Acesso em: 22 dez. 2015.
- RACHET, B. et al. Cancer survival in England and Wales at the end of the 20th century. **British Journal of Cancer**, v. 99 Suppl 1, p. S2-10, 23 set. 2008.

RACHET, B. et al. Socioeconomic inequalities in cancer survival in England after the NHS cancer plan. **British Journal of Cancer**, v. 103, n. 4, p. 446-453, 10 ago. 2010.

ROBINS, J. M. Information recovery and bias adjustment in proportional hazards regression analysis of randomized trials using surrogate markers. **Proceedings of the Biopharmaceutical Section, American Statistical Association**, p. 24-33, 1993. Reproduced courtesy of the American Statistical Association.

ROCHE, L. et al. Cancer net survival on registry data: use of the new unbiased Pohar-Perme estimator and magnitude of the bias with the classical methods. **International Journal of Cancer**, v. 132, n. 10, p. 2359-2369, 15 maio 2013.

SATARIANO, W. **Epidemiology of aging: an ecological approach**. Sudbury, MA, USA: Jones & Bartlett Publishers, 2006.

SATTEN, G. A.; DATTA, S.; ROBINS, J. Estimating the marginal survival function in the presence of time dependent covariates. **Statistics & Probability Letters**, v. 54, n. 4, p. 397-403, 15 out. 2001.

SCHAFFAR, R. et al. Cause-specific or relative survival setting to estimate population-based net survival from cancer? An empirical evaluation using women diagnosed with breast cancer in Geneva between 1981 and 1991 and followed for 20 years after diagnosis. **Cancer Epidemiology**, v. 39, n. 3, p. 465-472, jun. 2015.

SHACK, L. G. et al. Socioeconomic inequalities in cancer survival in Scotland 1986-2000. **British Journal of Cancer**, v. 97, n. 7, p. 999-1004, 8 out. 2007.

SHACK, L. G. et al. Does the timing of comorbidity affect colorectal cancer survival? A population based study. **Postgraduate Medical Journal**, v. 86, n. 1012, p. 73-78, fev. 2010.

SHAFIQUE, K.; MORRISON, D. S. Socio-economic inequalities in survival of patients with prostate cancer: role of age and Gleason grade at diagnosis. **PloS One**, v. 8, n. 2, p. e56184, 2013.

SHIN, H. R. et al. Comparability and quality of data. In: Curado, M. P. et al., (Eds.). **Cancer incidence in five continents**. v. IX. Lyon: Iarc Scientific Publications, 2007. n.160, p. 67-94.

SPIKA, D. et al. **Life tables for the CONCORD-2 study**. Disponível em: <<http://csg.lshtm.ac.uk/life-tables>>. Acesso em: 2 ago. 2015.

STATA CORP. **Stata statistical software**: release 14. College Station, TX: StataCorp LP, 2015. Disponível em <<http://www.stata.com/>>. Acesso em: 22 dez 2015.

TOWNSEND, P. Deprivation. **Journal of Social Policy**, v. 16, n. 2, p. 125-146, abr. 1987.

TOWNSEND, P.; DAVIDSON, N.; WHITEHEAD, M. **The black report and the health divide**. Harmondsworth: Penguin, 1986.

UNITED NATIONS; DEPARTMENT OF ECONOMIC AFFAIRS. **World population ageing 2013**. New York, NY, USA: Population Division, DESA, United Nations, 2013. Disponível em:

<<http://www.un.org/en/development/desa/population/publications/ageing/WorldPopulationAgeingReport2013.shtml>>. Acesso em: 24 abr. 2015.

VALSECCHI, M. G.; STELIAROVA-FOUCHER, E. Cancer registration in developing countries: luxury or necessity? **The Lancet. Oncology**, v. 9, n. 2, p. 159-167, fev. 2008.

VERDECCHIA, A. et al. Comparison of stomach cancer incidence and survival in four continents. **European Journal of Cancer**, v. 39, n. 11, p. 1603-1609, jul. 2003.

WHO. The World Health Organization. **Global status report on noncommunicable diseases 2014**. Geneva: WHO, 2014.

WILKINSON, R. G.; PICKETT, K. E. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. **Social Science & Medicine**, v. 62, n. 7, p. 1768-1784, abr. 2006.

WOODS, L. M.; RACHET, B.; COLEMAN, M. P. Choice of geographic unit influences socioeconomic inequalities in breast cancer survival. **British Journal of Cancer**, v. 92, n. 7, p. 1279-1282, 11 abr. 2005.

WOODS, L. M.; RACHET, B.; COLEMAN, M. P. Origins of socio-economic inequalities in cancer survival: a review. **Annals of Oncology**, v. 17, n. 1, p. 5-19, jan. 2006.

WU, C.-C. et al. The effect of individual and neighborhood socioeconomic status on gastric cancer survival. **PloS One**, v. 9, n. 2, p. e89655, 2014.

ANEXO - Modelo de ficha de coleta de RCBPs



RCBP: _____

Ano: _____ Fonte Notificadora: _____

Identificação do Paciente

Prontuário: _____

Cartão SUS: _____ CPF: _____ Documento: _____

Nome completo do paciente: _____

Nome da mãe: _____

Sexo: Feminino Masculino Ignorado Data de nascimento: ___/___/___ Idade: _____Raça/Cor: 1-BRANCO 2-PRETA 3-AMARELA
 4-PARDA 5-INDÍGENA 9-SEM INFORMAÇÃO

Nacionalidade: _____ Naturalidade: _____

Estado Civil: 1-SOLTEIRO 2-CASADO 3-VIÚVO
 4-SEPARADO JUDICIALMENTE 5-UNIÃO CONSENSUAL 9-SEM INFORMAÇÃO

Escolaridade: Anos de estudos concluídos

 0-SEM ESCOLARIDADE 1-FUNDAMENTAL I (1ª A 4ª SÉRIE) 2-FUNDAMENTAL II (5ª A 8ª SÉRIE) 3-MÉDIO (ANTIGO SEGUNDO GRAU)
 4-SUPERIOR INCOMPLETO 5-SUPERIOR COMPLETO 9-SEM INFORMAÇÃO

Ocupação/ Profissão: _____

Identificação do Tumor

Endereço

Logradouro: _____

Número: _____ Complemento: _____ Bairro: _____

CEP: _____ Município: _____ UF: _____

Procedência: _____

Nº Exame: _____

Topografia: _____

Morfologia: _____

Meio de diagnóstico: 0-SDO 1-CLÍNICO 2-PESQUISA
 4-MARCADORES TUMORAIS 5-CITOLOGIA 6-HISTOLOGIA DA METÁSTASE
 7-HISTOLOGIA DO TUMOR PRIMÁRIO 9-SEM INFORMAÇÃOExtensão da doença: 1-LOCALIZADO 2-METÁSTASE 3-"IN SITU"
 4-NÃO SE APLICA 9-SEM INFORMAÇÃO

Data do diagnóstico: ___/___/___

Data do óbito: ___/___/___ Tipo: Câncer Não Câncer Ignorado

Data da Coleta: ___/___/___ Registrador: _____