

Universidade Federal de Juiz de Fora  
Faculdade de Medicina  
Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva

Maria Silvia de Azevedo Couto

**ANÁLISE DA TAXA DE MORTALIDADE POR CÂNCER DE MAMA NOS  
MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1987 A 2013 E FATORES  
ASSOCIADOS**

Juiz de Fora  
2016

Maria Silvia de Azevedo Couto

**ANÁLISE DA TAXA DE MORTALIDADE POR CÂNCER DE MAMA NOS  
MUNICÍPIOS BRASILEIROS NO PERÍODO DE 1987 A 2013 E FATORES  
ASSOCIADOS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, área de concentração: Política, gestão e avaliação do Sistema Único de Saúde, da Faculdade de Medicina da Universidade Federal de Juiz de Fora, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre.

Orientador: Prof. Dr. Maximiliano Ribeiro Guerra

Coorientadora: Profa. Dra. Maria Teresa Bustamante Teixeira

Juiz de Fora

2016

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Couto, Maria Silvia de Azevedo.

Análise da taxa de mortalidade por câncer de mama nos municípios brasileiros no período de 1987 a 2013 e fatores associados / Maria Silvia de Azevedo Couto. -- 2016.

101 f. : il.

Orientador: Maximiliano Ribeiro Guerra

Coorientadora: Maria Teresa Bustamante Teixeira

Dissertação (mestrado acadêmico) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Faculdade de Medicina. Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, 2016.

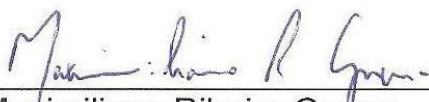
1. Estudo Ecológico. 2. Câncer de Mama. 3. Taxa de Mortalidade. 4. Modelos de Regressão. I. Guerra, Maximiliano Ribeiro, orient. II. Teixeira, Maria Teresa Bustamante, coorient. III. Título.

MARIA SILVIA DE AZEVEDO COUTO

**“Análise da Taxa de Mortalidade por Câncer de Mama nos Municípios Brasileiros no Período de 1987 a 2013 e Fatores Associados”.**

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, da Universidade Federal de Juiz de Fora - UFJF, como parte dos requisitos necessários à obtenção do título de Mestre em Saúde Coletiva.

Aprovado em 21/03/2016



---

Maximiliano Ribeiro Guerra – UFJF



---

Terciane Sabadini Carvalho – UFPR



---

Luiz Cláudio Ribeiro – UFJF

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a Deus, por guiar minhas ações e estar presente em todos os momentos de minha vida.

À minha mãe, Penha, e aos meus filhos, Leandro e Tiago, por todo afeto, cuidado e compreensão dedicados a mim durante esta caminhada.

Às amigas, Josiane e Graziela, com as quais tantos instantes foram compartilhados.

À Glaucia, que muito cooperou e desejou que tudo desse certo.

À Michelle, Letícia e Débora, que sempre torceram por mim.

Aos amigos e parentes que, de alguma forma, contribuíram para a realização deste sonho.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Maximiliano Ribeiro Guerra, e à minha coorientadora, Profa. Dra. Maria Teresa Bustamante Teixeira, que, pacientemente me acompanharam durante toda a jornada, com presteza e solicitude.

Ao meu filho, Vinícius, que, com dedicação, companheirismo e amor tornou tudo isso possível.

A toda equipe do Nates, que fez desta trajetória um agradável e prazeroso caminhar.

## RESUMO

Alguns estudos sobre o câncer de mama no Brasil indicam que a mortalidade associada a esta doença cresceu nas últimas décadas. Contudo, após verificar que tal crescimento não ocorreu de forma homogênea no território nacional, buscou-se, nesse trabalho, analisar a taxa de mortalidade por câncer de mama nos municípios brasileiros e os fatores associados a esta neoplasia. Foram calculadas taxas de mortalidade, padronizadas por faixa etária, centradas nos anos de 1990, 2000 e 2010. Deste modo, foi possível estimar modelos de regressão, com dados em painel e corte transversal, que permitiram verificar o grau de associação de alguns destes fatores em diferentes períodos e regiões do Brasil. Os resultados indicaram que o crescimento da renda per capita, o aumento da expectativa de vida, a queda no nível de escolaridade, a redução da taxa de fecundidade e menores gastos públicos em saúde poderiam elevar a taxa da mortalidade por câncer de mama. No caso da taxa corrigida por causas mal definidas, apenas a longevidade e os gastos públicos em saúde afetariam a mortalidade pela doença. Constatou-se ainda que a mortalidade por câncer de mama é maior no Sul e no Sudeste e menor no Norte, Nordeste e Centro Oeste, respectivamente. Além disso, as menores taxas de mortalidade são encontradas em cidades com 20 a 100 mil habitantes. Já as maiores ocorreriam tanto nos municípios com mais de 500 mil habitantes quanto naqueles onde a população não chega a 5 mil. A análise de tendência revelou que as regiões brasileiras só não reduziram suas respectivas taxas de mortalidade devido a outros fenômenos vivenciados pelo país, tais como o crescimento da renda, a elevação da expectativa de vida e a diminuição da taxa de fecundidade. Por fim, os dados apresentados sobre o câncer de mama revelaram uma qualidade inferior dos registros de óbitos desta neoplasia nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste em comparação ao Sudeste e Sul do país. Entretanto, esta situação melhorou durante o período analisado. Além disso, a diminuição dos óbitos por causas mal definidas parece ter reduzido o impacto deste problema sobre a mortalidade por câncer de mama.

**Palavras-Chave:** Estudo Ecológico. Câncer de Mama. Taxa de Mortalidade. Modelos de Regressão.

## **ABSTRACT**

Some researchers have indicated an increase on breast cancer mortality in Brazil in recent decades. However, this growth has not been homogeneous along the national territory. Therefore, this research aimed to analyze the factors associated to mortality rate from breast cancer of Brazilian counties. In order to accomplish this task, mortality rates, standardized by age group, were calculated to each county of Brazil to the years 1990, 2000 and 2010. It allowed us to estimate regression models, with cross-section and panel data, in order to verify the degree of association of these factors to different periods and regions of Brazil. The results revealed that a growth rate of per capita income, an increase of longevity, a decrease in the level of education, a reduction of fertility rates and a reduction of public spending on health could increase the mortality from breast cancer. However, when considering the mortality rate with correction by ill-defined causes, the results indicated that only the longevity and public spending on health would affect mortality. It was also found that mortality is higher in the South and Southeast and it is lower in the North, Northeast and Midwest, respectively. In addition, the lowest mortality rates were found in cities with 20.-100 thousand inhabitants. The highest mortality rates belong both to the big cities, with over 500 thousand inhabitants, as to the small ones, where the population does not reach 5 thousand. The trend analysis showed that Brazilian regions could have reduced their respective mortality rates if other phenomena (such as income growth, increased life expectancy and declining fertility rate) had not happened in Brazil. Finally, the compilation of data on breast cancer still showed a lower level of coverage of this neoplasm in the North, Midwest and Northeast and a higher level in the Southeast and South. However, this situation has improved over the considered period. Moreover, the reduction of deaths coming from ill-defined causes, verified along 1990, 2000 and 2010, appears to have reduced the effect of this problem on mortality from breast cancer.

**Keywords:** Ecological Study; Breast cancer; Mortality rate; Regression models.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Exemplo Simplificado de Padronização por faixa Etária via Método Direto .....	45
Tabela 2 – Descrição das variáveis .....	54
Tabela 3 – Modelos sem correção para óbitos por causas mal definidas, considerando apenas variáveis discretas .....	59
Tabela 4 – Modelos com correção para óbitos por causas mal definidas, considerando apenas variáveis discretas .....	60
Tabela 5 – Correlação entre as variáveis contínuas (inclusive variável dependente) .....	62
Tabela 6 – Estimações de Modelos Univariados sem correção para óbitos por causas mal definidas (apenas variáveis explicativas contínuas) .....	64
Tabela 7 – Estimações de Modelos Univariados com correção para óbitos por causas mal definidas (apenas variáveis explicativas contínuas) .....	65
Tabela 8 – Estimações contendo apenas as variáveis explicativas contínuas da Equação 1 .....	67
Tabela 9 – Estimações contendo variáveis contínuas e <i>dummies</i> de Região .....	69
Tabela 10 – Estimações sem correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, <i>dummies</i> de Região e Porte Municipal .....	70
Tabela 11 – Estimações com correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, <i>dummies</i> de Região e Porte Municipal .....	71
Tabela 12 – Estimações sem correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, <i>dummies</i> de Região, Porte e Tendência .....	73
Tabela 13 – Estimações com correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, <i>dummies</i> de Região, Porte e Tendência .....	74



Tabela 14 – Fator de Inflação da Variância ( <i>Vector Inflation Fator</i> - VIF).....	98
Tabela 15 – Análise da significância das variáveis apresentadas nos Modelos (f) e (l) da Tabela 8.....	99

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Taxa de mortalidade associada ao câncer .....	18
Figura 2 – Distribuição dos dez tipos de câncer mais incidentes estimados para 2014 por sexo (exceto pele não melanoma).....	20
Figura 3 – Mapeamento da Taxa de Mortalidade Bruta do Câncer de Mama no Brasil .....	22
Figura 4 – Taxas de Mortalidade por câncer de mama no Brasil - Média Centrada em 1990 (óbitos a cada 100 mil habitantes).....	51
Figura 5 – Taxas de Mortalidade por câncer de mama no Brasil - Média Centrada em 2000 (óbitos a cada 100 mil habitantes).....	52
Figura 6 – Taxas de Mortalidade por câncer de mama no Brasil - Média Centrada em 2010 (óbitos a cada 100 mil habitantes).....	53

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ACS	American Cancer Society
AIC	Critério de Informação de Akaike
AMS	Assistência Médico Sanitária
BIC	Critério de Informação Bayesiano
CNES	Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde
Datasus	Departamento de Informática do SUS
DG	Dummy geográfica (Sul, Sudeste, Centro Oeste, Norte e Nordeste)
DPM	Dummy de porte municipal (baseado na população)
FC	Fator de Correção para causas mal definidas
FE	Fixed Effects (Modelo de Efeitos Fixos)
FEC	Taxa de Fecundidade
GPS	Gastos Públicos em Saúde
IARC	International Agency for Research on Cancer
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
IDHE	Índice de Desenvolvimento Humano - Educação
IDHL	Índice de Desenvolvimento Humano - Longevidade
IDHR	Índice de Desenvolvimento Humano - Renda
Inca	Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva
IND	PIB industrial per capita
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
Ipeadata	Base de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
MCM <sup>cc</sup>	Taxa de Mortalidade do câncer de mama com correção para causas mal definidas
MCM <sup>sc</sup>	Taxa de Mortalidade do câncer de mama sem correção para causas mal definidas
MJF	Mulheres Jovens com filhos (menores de 18 anos)
NES	Número de Estabelecimentos de Saúde
NPS	Número de Profissionais de Saúde
ODM	Objetivos de Desenvolvimento do Milênio
OPS	Organização Pan-Americana de Saúde

PCCMD	Percentual de correção por causas mal definidas
PNUD	Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento
POLS	Pooled Ordinary Least Squares (Mínimos Quadrados Ordinários empilhados)
PR/PU	Proporção da população rural ( <i>PR</i> ) frente à urbana (PU)
RE	Random Effects (Modelo de Efeitos Aleatórios)
SIM	Sistema de Informação sobre Mortalidade do DATASUS
SUS	Sistema Único de Saúde
TEND	Variável de Tendência
TNM	T - tumor; N - linfonodos axilares homolaterais; M - metástases à distância
UICC	União Internacional Contra o Câncer
WHO	World Health Organization

## LISTA DE SÍMBOLOS

$H_0$	Hipótese Nula
$c_i$	Efeito não observado associado ao município "i"
$\sigma_c^2$	Variância do Efeito não observado (c)
$\chi^2$	Estatística Qui-Quadrada

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	14
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b>	16
2.1	O câncer: uma abordagem mundial e nacional	16
2.2	O câncer de mama: magnitude e perspectiva	19
2.3	Fatores associados à incidência e à mortalidade por câncer de mama	22
<b>2.3.1</b>	<b>Fatores socioeconômicos</b>	23
2.3.1.1	Nível de desenvolvimento econômico	23
2.3.1.2	Escolaridade/Educação	25
2.3.1.3	Infraestrutura e acesso aos serviços de saúde	25
<b>2.3.2</b>	<b>Fatores demográficos</b>	26
2.3.2.1	Aspectos reprodutivos	26
2.3.2.2	Raça/Cor da pele	27
2.3.2.3	Longevidade	28
<b>2.3.3</b>	<b>Fatores preventivos</b>	29
2.3.3.1	Prevenção primária	29
2.3.3.2	b) Prevenção Secundária	30
<b>2.3.4</b>	<b>Fatores geográficos/regionais</b>	32
<b>2.3.5</b>	<b>Fatores temporais (tendências)</b>	35
<b>3</b>	<b>JUSTIFICATIVA</b>	38
<b>4</b>	<b>OBJETIVOS</b>	39
4.1	OBJETIVO GERAL	39
4.2	OBJETIVO ESPECÍFICO	39
<b>5</b>	<b>METODOLOGIA E BASE DE DADOS</b>	40
5.1	DELINEAMENTO DO ESTUDO	40
5.2	O MODELO PROPOSTO	42
<b>5.2.1</b>	<b>Socioeconômicas</b>	42
5.2.1.1	Variáveis de acessibilidade	42
<b>5.2.2</b>	<b>Demográficas</b>	43
<b>5.2.3</b>	<b>Preventivas</b>	43
<b>5.2.4</b>	<b>Geográficas/Regionais</b>	43
<b>5.2.5</b>	<b>Temporais</b>	43

5.3	CORREÇÃO DOS ÓBITOS POR CAUSAS MAL DEFINIDAS E PADRONIZAÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE POR FAIXA ETÁRIA .....	44
5.4	BASE DE DADOS .....	46
<b>6</b>	<b>RESULTADOS</b> .....	49
6.1	MAPEAMENTO DA TAXA DE MORTALIDADE POR CÂNCER DE MAMA NO BRASIL .....	49
6.2	ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS .....	54
6.3	ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS MODELOS DE REGRESSÃO .....	56
<b>7</b>	<b>DISCUSSÃO</b> .....	76
<b>8</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	81
	<b>REFERÊNCIAS</b> .....	83
	<b>APÊNDICES</b> .....	91

## 1 INTRODUÇÃO

De acordo com a Organização Mundial de Saúde (OMS), o câncer foi a segunda doença que mais matou no mundo na última década<sup>1</sup>. No Brasil, a realidade não é diferente e os dados da World Health Organization (c2015), considerando 2005 como ano base, indicam que o câncer seria responsável por, aproximadamente, 15% de todas as causas de morte conhecidas no país.

Embora o número de casos já seja elevado, as estimativas do Instituto Nacional de Câncer José Alencar Gomes da Silva (Inca) preveem um número ainda maior para os anos de 2014/2015 (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, c2015).

G. A. Silva e outros (2011), ao considerarem o período de 1980 a 2006, observaram um crescimento na taxa de mortalidade (ajustada por idade) de diversos tipos de neoplasias no Brasil, ao contrário do que se verificou em países desenvolvidos.

Dentre estas, pode-se destacar o câncer de mama. Os dados constantes do Atlas online de mortalidade, publicado pelo Inca (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, c2014), revelam que a taxa bruta de mortalidade do câncer de mama cresceu sistematicamente do período de 1980 a 2010.

Embora a elevação da taxa bruta de mortalidade por câncer de mama possa apenas refletir o envelhecimento da população brasileira, os estudos de Girianelli, Gamarra e Silva (2014), C. A. Martins e outros (2013) e G. A. Silva e outros (2011) mostram que esta tendência ocorreu entre diferentes faixas etárias e se manteve crescente ao considerar as taxas padronizadas por idade.

Para G. A. Silva e outros (2011), a tendência a aumento da mortalidade por câncer de mama entre 1980 e 2006 foi semelhante em todas as regiões do Brasil, porém com taxas sempre mais altas nas capitais. Segundo C. A. Martins e outros (2013), a mortalidade por câncer de mama apresentou uma tendência crescente no país, tanto para mulheres com até 50 anos, como para aquelas com 50 anos ou mais. Girianelli, Gamarra e Silva (2014) verificaram que as taxas de mortalidade por câncer de mama, padronizadas por idade (conforme as faixas etárias da população mundial), mantiveram uma tendência crescente entre 1980 e

---

<sup>1</sup> O relatório produzido pela World Health Organization (c2015) considerava o período de 2000 a 2012.



2006. Este crescimento foi verificado em todas as regiões e períodos analisados. A tendência se mostrou negativa apenas para as capitais, no final da década de 90<sup>2</sup>.

Ainda que a taxa de mortalidade por câncer de mama (padronizada por idade ou não) tenha crescido no Brasil, tanto os dados de mortalidade municipais, disponibilizados pelo Atlas online de mortalidade do Inca (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, c 2014), quanto os trabalhos de Girianelli, Gamarra e Silva (2014) e de G. A. Silva e outros (2011) indicam que este crescimento não foi homogêneo. Na realidade, diversas cidades conseguiram, até mesmo, reduzir suas respectivas mortalidades nas últimas décadas.

Considerando a importância desta neoplasia para a população feminina,<sup>3</sup> esta pesquisa teve por objetivo analisar a taxa de mortalidade por câncer de mama (padronizada por faixa etária) nas cidades brasileiras, durante o período de 1987 a 2013 e os fatores associados a esta neoplasia<sup>4</sup>. A revisão da literatura sobre o tema permitiu identificar estes fatores e contribuiu na elaboração de um modelo estatístico capaz de mensurar o efeito de cada um deles sobre a taxa de mortalidade por câncer de mama no Brasil.

Além desta introdução, a próxima seção do presente trabalho é composta pela revisão da literatura utilizada nesta pesquisa. Em seguida, encontram-se a justificativa do trabalho e seus objetivos (gerais e específicos). A metodologia e a base de dados são apresentadas na seção seguinte. As demais seções contêm os resultados, discussão, considerações finais, referências e apêndices, respectivamente.

---

<sup>2</sup>. Os autores ainda verificaram que a mortalidade por câncer de mama, nos municípios do interior dos estados, apresentava correlação positiva com indicadores positivos (que correspondem à melhor condição de vida, como: número de médicos residentes/1.000 habitantes; proporção de pessoas  $\geq 25$  anos com pelo menos 11 anos de estudo; proporção de pessoas vivendo em domicílios com energia elétrica; índice de desenvolvimento humano - IDH; proporção de pessoas vivendo em domicílios com água encanada) e correlação negativa com a taxa de fecundidade.

<sup>3</sup>Segundo dados do Inca esta seria a principal causa de morte por câncer na população feminina brasileira (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, c2015).

<sup>4</sup>Cabe mencionar, já na introdução, que a base de dados utilizada nesta pesquisa tem como referência os anos de censo demográfico realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) (i.e.: 1991, 2000 e 2010). Portanto, trata-se de um trabalho com periodicidade decenal (maiores detalhes na seção 5.3).

## 2 REVISÃO DE LITERATURA<sup>5</sup>

Esta seção contém informações e estatísticas sobre o câncer, de uma forma geral, e, mais especificamente, sobre o câncer de mama, que mostram a relevância da neoplasia mamária entre as mulheres. Posteriormente, são apresentados os principais trabalhos que serviram de motivação para esta pesquisa e permitiram identificar diversos fatores associados à mortalidade por câncer de mama.

### 2.1 O CÂNCER: UMA ABORDAGEM MUNDIAL E NACIONAL<sup>6</sup>

De acordo com os dados da *American Cancer Society* (ACS) (2015a), com base no ano de 2012, o câncer é a segunda doença que mais mata no mundo (responsável por, aproximadamente, 15% de todas as mortes causadas por doenças). Somente as doenças cardiovasculares teriam um maior percentual de mortalidade (responsáveis por mais de 31% dos casos). Infelizmente, as projeções da *International Agency for Research on Cancer* (IARC) (2013) para as próximas décadas indicam que o número de mortes associadas ao câncer ainda deve crescer.

De acordo com Parkin e outros (2005), baseado na série Globocan 2002 (que incluiu informações de 20 grandes "áreas" do mundo), ocorreram cerca de 10,9 milhões de novos casos de câncer e 6,7 milhões de mortes no ano de 2002. Já os dados do International Agency for Research on Cancer (2013), com base no projeto Globocan 2012, revelaram que, aproximadamente, 14,1 milhões de novos casos de câncer e 8,2 milhões de mortes pela doença ocorreram no mundo em 2012. Esses dados indicaram ainda que cerca de 32,6 milhões de pessoas com mais de 15 anos haviam tido algum tipo de câncer nos cinco anos anteriores a 2012. Comparando-se os números de novos casos de câncer e as mortes causadas pela doença, entre 2000 e 2012, nota-se um aumento de, respectivamente, 29,3% e 22,4%.

Segundo as projeções do International Agency for Research on Cancer (2013), a incidência do câncer deve aumentar até 2025, ano em que o número de

---

<sup>5</sup>Um resumo sobre os trabalhos apresentados nesta seção está disponível no Apêndice A.

<sup>6</sup> Os dados apresentados nesta seção incluem todas as neoplasias.

novos casos deverá atingir 19,3 milhões. Em parte, isto está relacionado ao envelhecimento da população mundial.

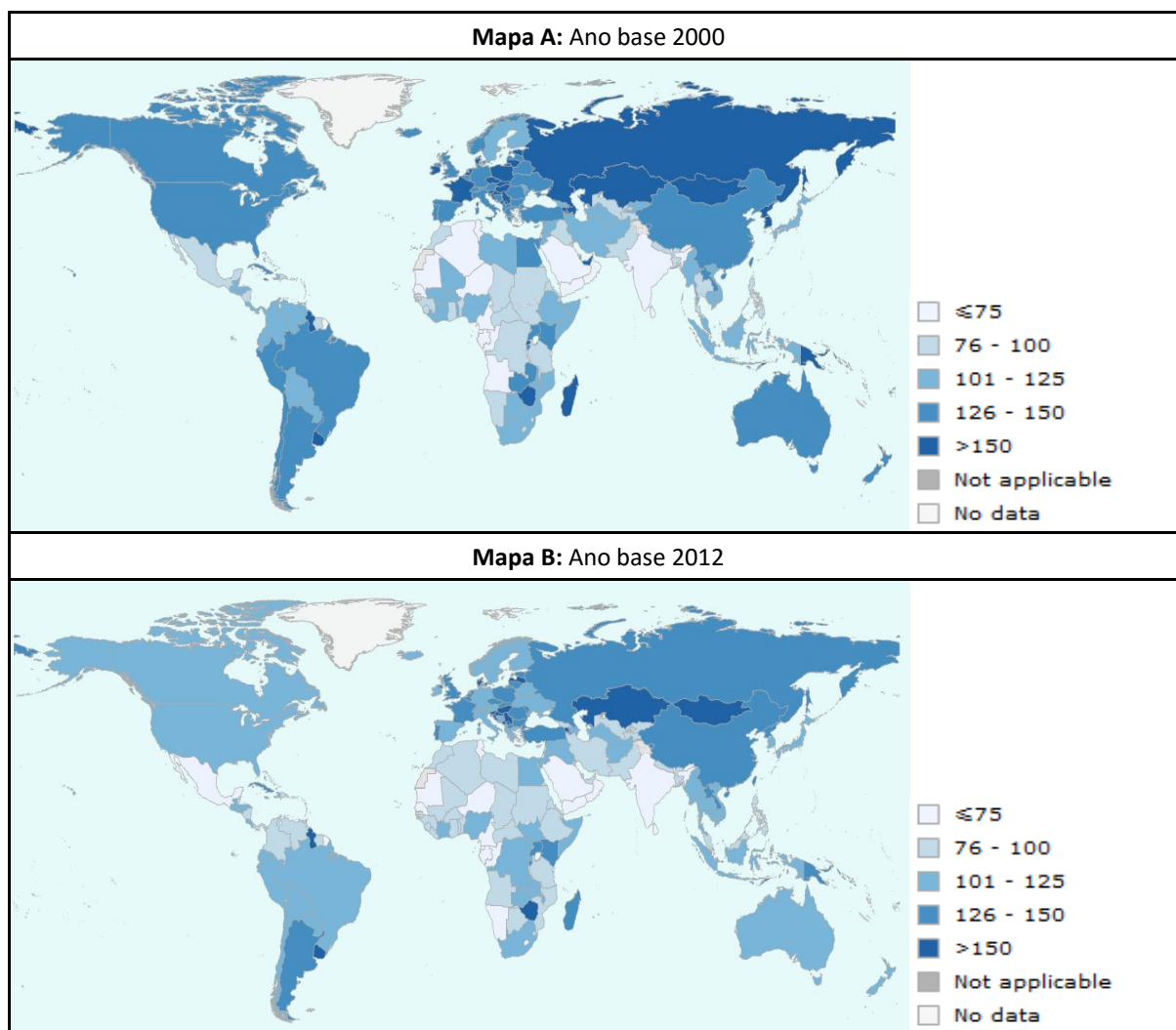
O estudo do International Agency for Research on Cancer (2013) ainda revela que há uma concentração de casos nas regiões menos desenvolvidas. Tais regiões seriam responsáveis por 56,8% de todos os cânceres e 64,9% das mortes causadas por câncer verificadas em 2012. As estimativas do IARC revelam que essas proporções tendem a aumentar até 2025.

A concentração de casos e de óbitos em regiões mais pobres pode estar associada à falta de investimentos em saúde e da respectiva prevenção. Segundo dados da World Health Organization (2010), boa parte dos problemas associados ao câncer e a outras doenças não transmissíveis se deve à carência de investimento verificada em países de baixa renda. De acordo com o Relatório Mundial da Saúde produzido pela World Health Organization (2010):

Estimativas recentes do dinheiro necessário para atingir os Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) relacionados com a saúde e assegurar acesso a intervenções críticas, incluindo para doenças não-transmissíveis em 49 países de baixo rendimento, sugerem que, em média (não – ponderada) esses países precisarão gastar um pouco mais de 60 US\$ per capita em 2015, consideravelmente mais do que os 32 US\$ que atualmente gastam. Este número inclui, até 2015, os custos de expandir os sistemas de saúde para que eles possam prestar a combinação específica de intervenções necessárias. (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2010, p. 14).

A taxa de mortalidade associada ao câncer (por grupo de 100.000 pessoas) de diversos países, nos anos de 2000 e 2012, pode ser visualizada na Figura 1.

Figura 1 – Taxa de mortalidade associada ao câncer



Notas: 1) Mortalidade por grupo de 100.000 pessoas;

2) Variação na Taxa de Mortalidade entre 2000 e 2012 igual a -9,16%.

Fonte: World Health Organization (2015).

É possível observar que ocorreu um decréscimo considerável desta taxa durante o período citado (Figura 1). Para Siegel e outros (2014), é provável que esse declínio na taxa de mortalidade por câncer ocorrido durante as últimas duas décadas decorra dos avanços na prevenção, detecção e tratamento da doença, além da abrangente implementação do controle do tabaco.

Contudo, o relatório "Câncer no Mundo 2014", produzido pelo IARC e descrito nas Estimativas do Inca (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, 2014) indica que, nas próximas duas décadas, o número de novos casos de câncer deve chegar a 22 milhões. Enquanto isso, o número de mortes causadas pelo câncer deve subir para 13 milhões de casos ao ano.

Parte deste crescimento no número de casos e de mortes associados ao câncer, pode ser explicada pela significativa alteração na demografia mundial verificada nas últimas décadas. Devido à redução nas taxas de mortalidade e natalidade e ao aumento da expectativa de vida, a população mundial está envelhecendo e alterando os padrões de saúde-doença.

Além disso, verificou-se, após a Segunda Guerra Mundial, um conjunto de modificações denominado "transição epidemiológica". Esta transição se caracteriza pela mudança no perfil de mortalidade, com diminuição da taxa de doenças infecciosas e aumento da taxa de doenças crônico degenerativas, especialmente as doenças cardiovasculares e o câncer (GUERRA; GALLO; MENDONÇA, 2005).

Os dados do Departamento de Informática do SUS (BRASIL, c2008) revelam que, no Brasil assim como no mundo, o câncer também é a segunda maior causa de morte por doenças. Segundo A. F. Boing, Vargas e A. C. Boing (2007), ocorreram 337.535 novos casos e 122.600 óbitos no Brasil apenas em 2002. Espera-se uma ocorrência de quase 576 mil novos casos em 2014, incluindo os casos de câncer de pele não melanoma (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, 2014).

## 2.2 O CÂNCER DE MAMA: MAGNITUDE E PERSPECTIVA

Dentre todos os tipos de câncer, o de mama é o que mais afeta o público feminino<sup>7</sup>. Atualmente, ele responde por 1/4 dos cânceres em mulheres no mundo. Apenas em 2012, cerca de 1,7 milhão de mulheres foram diagnosticadas com este tipo de câncer e mais de 6,3 milhões de mulheres vivas haviam sido diagnosticadas com a doença nos cinco anos anteriores. Comparando tais dados com os de 2008, nota-se um aumento de mais de 20% na incidência do câncer de mama. Os dados do International Agency for Research on Cancer (2013) ainda revelam que, no mesmo período, a mortalidade aumentou cerca de 14%.

---


<sup>7</sup> A neoplasia de mama engloba um grupo de doenças com abordagens terapêuticas diversas. Sua heterogeneidade pode ser observada pelas variadas manifestações clínicas e morfológicas e diferentes assinaturas genéticas. Dentre as anormalidades proliferativas da mama, citamos a hiperplasia, a hiperplasia atípica, o carcinoma *in situ* e o carcinoma invasivo. O carcinoma ductal infiltrante, considerado invasivo, é o tipo mais comum e corresponde a 80 e 90% do total de casos (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, c2015).

Este crescimento na incidência e na mortalidade do câncer de mama exige a aplicação de medidas preventivas específicas (INTERNATIONAL AGENCY FOR RESEARCH ON CANCER, 2013). Sabe-se que o controle do tabaco, a redução do consumo de álcool, o estímulo à dieta saudável e a prática de atividades físicas regulares tendem a eliminar ou reduzir os fatores de risco associados ao câncer em geral e a várias outras doenças crônicas não-transmissíveis.

Embora exista certo consenso de que este tipo de prevenção primária deva ser alvo de ações de promoção da saúde, Melo e Souza (2012) afirmam que maiores esforços têm sido direcionados à prevenção secundária do câncer de mama (que visa à detecção precoce do tumor, enquanto este ainda está restrito ao parênquima mamário)<sup>8</sup>.

No Brasil, os cânceres de pele não melanoma e de mama são os mais comuns entre as mulheres (ROSAS et al., 2013). De acordo com os dados do Inca, disponíveis na Figura 2, o câncer de mama foi responsável por quase 21% dos tumores (exceto pele não melanoma) verificados em mulheres no ano de 2014.

Figura 2 – Distribuição dos dez tipos de câncer mais incidentes estimados para 2014 por sexo (exceto pele não melanoma)

Localização primária	Casos novos	%	Homens	Mulheres	Localização primária	Casos novos	%
Próstata	68.800	22,8			Mama Feminina	57.120	20,8
Traqueia, Brônquio e Pulmão	16.400	5,4			Cólon e Reto	17.530	6,4
Cólon e Reto	15.070	5,0			Colo do Útero	15.590	5,7
Estômago	12.870	4,3			Traqueia, Brônquio e Pulmão	10.930	4,0
Cavidade Oral	11.280	3,7			Glândula Tireoide	8.050	2,9
Esôfago	8.010	2,6			Estômago	7.520	2,7
Laringe	6.870	2,3			Corpo do Útero	5.900	2,2
Bexiga	6.750	2,2			Ovário	5.680	2,1
Leucemias	5.050	1,7			Linfoma não Hodgkin	4.850	1,8
Sistema Nervoso Central	4.960	1,6			Leucemias	4.320	1,6
Bexiga	68.800	22,8			Mama Feminina	57.120	20,8
Leucemias	16.400	5,4			Cólon e Reto	17.530	6,4

Nota: Números arredondados para 10 ou múltiplos de 10

Fonte: Instituto Nacional do Câncer (2014).

Devido à elevada incidência deste tipo de câncer entre as mulheres, o governo brasileiro vem, desde 1980, promovendo políticas públicas de prevenção

<sup>8</sup> A Espanha, por exemplo, obteve êxito com a adoção de políticas públicas voltadas para a prevenção secundária do câncer de mama. Felix e outros (2011) afirmam que tais políticas, adotadas no país entre 1980 e 2005, conseguiram reduzir a mortalidade em quase todas as faixas etárias.

aos cânceres do colo do útero (outro tumor de grande relevância nas mulheres brasileiras) e de mama, tais como o Programa de Oncologia do Instituto Nacional de Câncer - "*Pro-Onco*"<sup>9</sup>, o Programa "*Viva Mulher*" e o "*Programa de Assistência Integral à Saúde da Mulher*".

No ano de 2005, o Ministério da Saúde lançou a "*Política Nacional de Atenção Oncológica*", que propõe as seis diretrizes estratégicas a seguir: aumento de cobertura da população-alvo, garantia da qualidade, fortalecimento do sistema de informação, desenvolvimento de capacitações, estratégia de mobilização social e desenvolvimento de pesquisas.

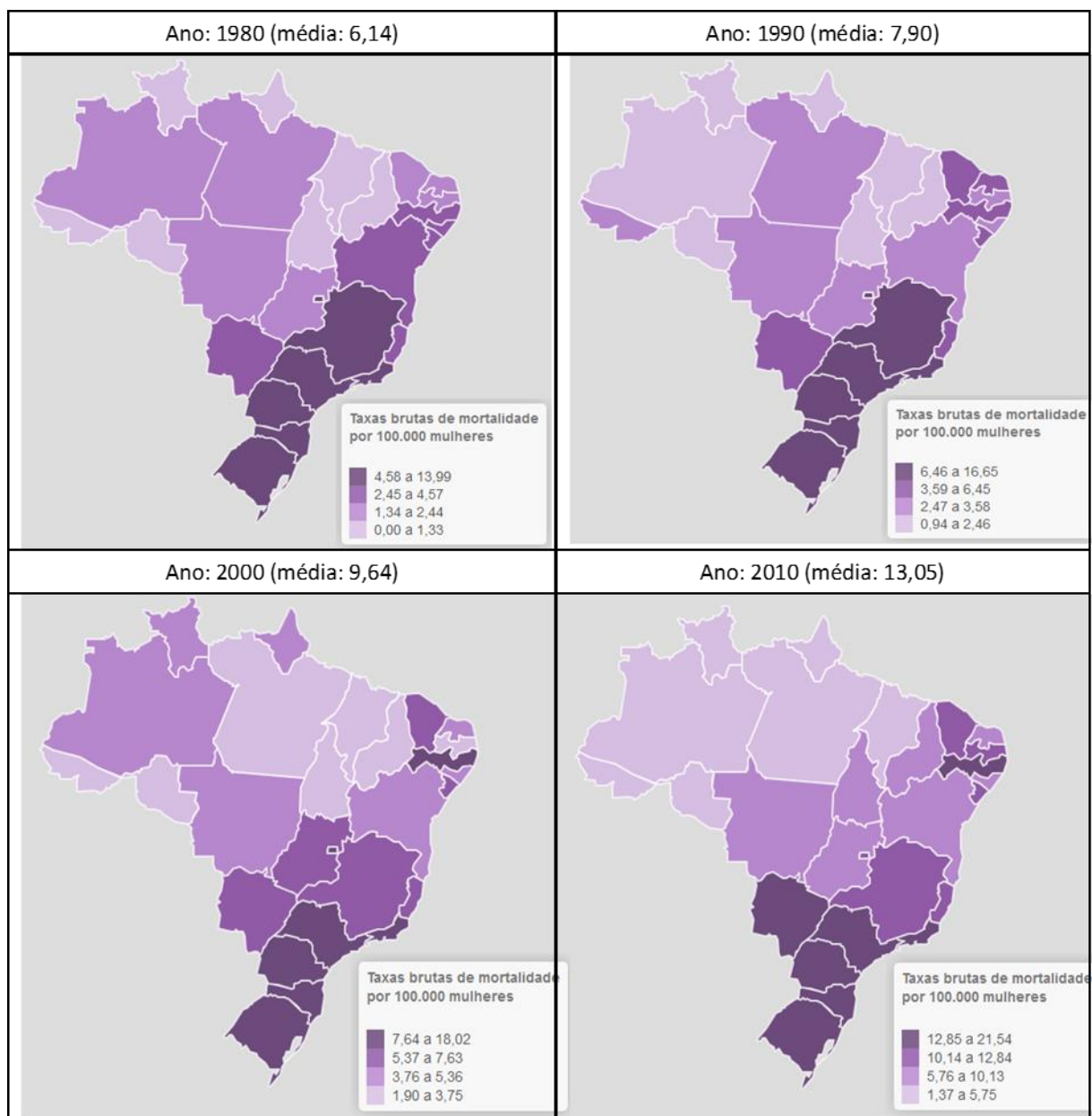
Inserido no "*Pacto pela Saúde 2006*", no qual foram estipuladas as novas metas do Sistema Único de Saúde (SUS), o "Pacto pela Vida" propôs metas de redução da incidência e da mortalidade por cânceres do colo do útero e mama (MARTINS, C. A., et al., 2013).

Apesar destas medidas, a Figura 3 e os resultados de Girianelli, Gamarra e Silva (2014) e G. A. Silva e outros (2011) indicam que as taxas de mortalidade por câncer de mama (bruta e padronizada por idade) continuam crescendo no Brasil.

---

<sup>9</sup>Que tem como linhas básicas de trabalho a informação e a educação, com foco nos quatro tipos de câncer mais incidentes, entre eles o do colo do útero e o de mama.

Figura 3 – Mapeamento da Taxa de Mortalidade Bruta do Câncer de Mama no Brasil



Fonte: Instituto Nacional de Câncer (c2014).

## 2.3 FATORES ASSOCIADOS À INCIDÊNCIA E À MORTALIDADE POR CÂNCER DE MAMA

Nesta subseção, diversos trabalhos foram analisados a fim de identificar os principais fatores associados à incidência e à mortalidade por câncer de mama. De modo geral, notou-se que a taxa de mortalidade desta doença poderia ser



afetada por fatores socioeconômicos, demográficos e acesso a medidas preventivas. Observou-se, também, que esta taxa varia conforme a região e o período de tempo analisado.

O modo como cada um destes fatores estaria associado à incidência e à mortalidade por câncer de mama é descrito nas subseções 2.3.1 a 2.3.5 <sup>10</sup>.

### **2.3.1 Fatores socioeconômicos**

#### **2.3.1.1 Nível de desenvolvimento econômico**

Segundo S. Koifman e R. J. Koifman (2003), diversos tipos de câncer, incluindo o câncer de mama, estariam associados a um elevado status socioeconômico, enquanto outros teriam relação com a pobreza. Para Rosas e outros (2013) parte desta associação seria explicada por fatores relacionados às disparidades sociais, condições de trabalho e nutrição.

No caso específico do câncer de mama, Guerra, Gallo e Mendonça (2005), Bray e outros (2012), Giranelli, Gamarra e Silva (2014) e G. A. Silva e outros (2014) também afirmam que ele é mais frequente em regiões de alta renda.

O fato é que populações mais ricas costumam apresentar maior longevidade e menor taxa de fecundidade. Como será visto, na seção 2.3.2, estes dois fenômenos tendem a estar associados à incidência e, possivelmente, à taxa de mortalidade por câncer de mama.

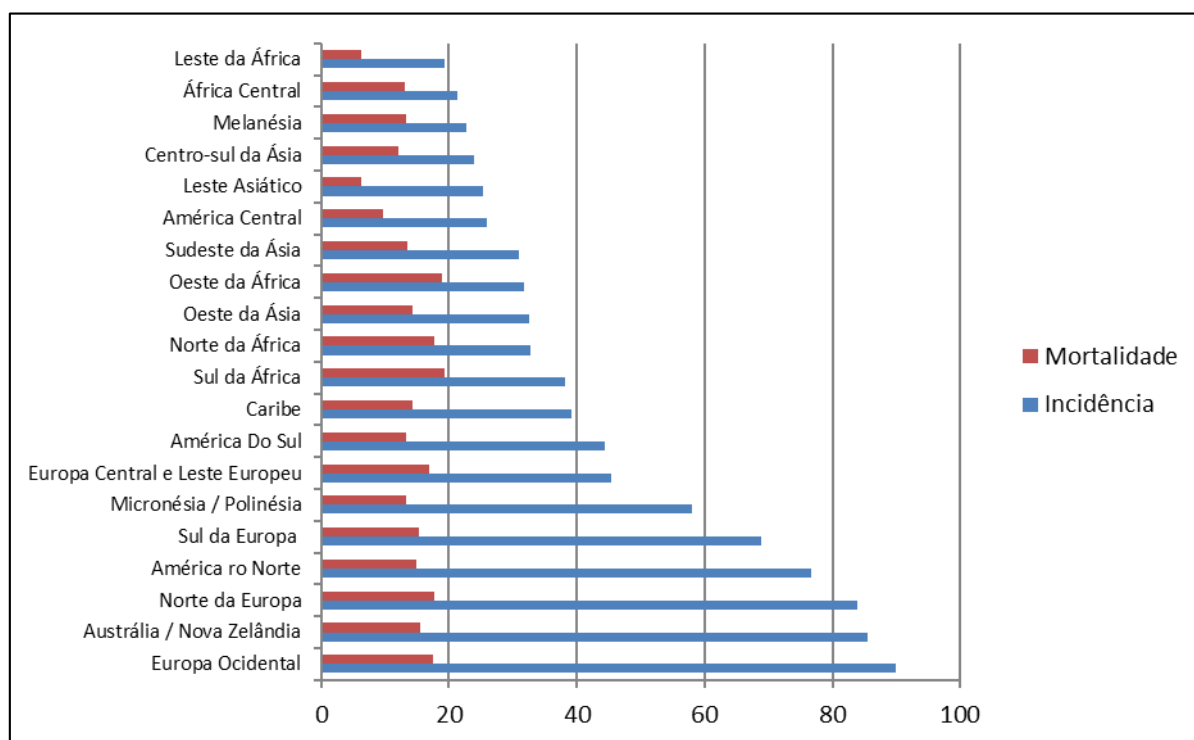
Os dados de incidência e mortalidade do câncer de mama no mundo, para o ano de 2008, apresentados no Gráfico 1 e disponíveis em Ferlay e outros (2010a) e Jemal e outros (2011), parecem corroborar esta constatação. A incidência é visivelmente maior nas regiões mais ricas (i.e.: Europa, Oceania e América do Norte)<sup>11</sup> e menor nas regiões com menor renda (i.e.: África e Leste Asiático).

---

<sup>10</sup> A seção 2.3 serviu de base para os modelos de regressão estimados neste trabalho. Entretanto, como esta pesquisa utiliza informações municipais, nem todos os fatores descritos puderam ser incluídos nos modelos. O fato é que não existem dados municipais sobre fatores como: idade de menarca e menopausa, tipo de alimentação, percentual de fumantes, entre outros.

<sup>11</sup> Este resultado fica evidente até mesmo dentro da própria Europa. Neste caso, é possível perceber que a incidência é maior na Europa Ocidental (mais rica) e menor no Leste Europeu (mais pobre).

Gráfico 1 – Incidência e Mortalidade do Câncer de Mama no Mundo (ano-base: 2008)



Notas: 1) Valores referentes a cada 100 mil habitantes;

2) Dados Padronizados por Idade.

Fonte: Globocan (2008) apud Ferlay e outros (2010a) e Jemal e outros (2011).

No Brasil a situação não é diferente. Em um trabalho realizado na cidade de Joinville, em Santa Catarina, Di Pietro e outros (2007) verificaram uma forte associação entre o nível de renda e o risco associado ao câncer de mama. Em se tratando das regiões brasileiras, o estudo de G. A. Silva e outros (2014), com base no ano de 2010, revelou que não apenas a incidência, mas também a mortalidade por câncer de mama (padronizada por idade) é maior nas regiões mais ricas do país (isto é: Sul e Sudeste), com taxas 40% superiores às da Região Nordeste e com percentuais ainda maiores relacionados à Região Norte (considerada a mais pobre do país).

Guerra, Gallo e Mendonça (2005), com base no trabalho de Parkin, Bray e Devesa (2001), afirmaram que o próprio processo de industrialização também poderia estar associado ao câncer de mama. Segundo os autores, a industrialização seria responsável pela exposição a uma série de fatores ambientais (i.e.: químicos, físicos e biológicos) que poderiam aumentar o risco atribuído à doença.

### 2.3.1.2 Escolaridade/Educação

Segundo Hussain e outros (2008), a educação seria outro aspecto socioeconômico relevante associado ao câncer de mama. Os autores analisaram a influência do nível educacional dos pacientes na taxa de sobrevivência de diversos cânceres na Suécia e verificaram que a educação está associada a um aumento na sobrevivência do câncer de mama. Quanto ao risco da doença, os resultados de Di Pietro e outros (2007) revelam que mulheres com menor escolaridade teriam maior risco para desenvolver o câncer de mama.

De acordo com Thuler (2003), a educação também poderia auxiliar no tratamento e na detecção precoce da doença, contribuindo para a redução da mortalidade. Os resultados de Matos e outros (2009) parecem corroborar esta tese. Estes autores analisaram o efeito da "escolaridade" sobre a mortalidade por câncer de mama em mulheres no município de Maringá - PR, no período de 1990 a 2004, e constataram um aumento do número de óbitos com predominância nas mulheres com 40 a 69 anos e com baixo nível de escolaridade (até oito anos de estudo).

### 2.3.1.3 Infraestrutura e acesso aos serviços de saúde

Conforme mencionado na seção 2.1, o Relatório Mundial da Saúde, produzido pela World Health Organization (2010), sugere que boa parte dos problemas associados ao câncer se deve à falta de investimentos na saúde e prevenção. No caso do câncer de mama, Rezende e outros (2009) mostra como a carência e a má distribuição de recursos dificulta o tratamento e a prevenção da doença no Brasil. Segundo a autora, cerca de 2,6 milhões de mamografias ao ano foram realizadas no SUS (responsável pela assistência médica de quase 70% dos brasileiros) entre 2005 e 2007, valor muito abaixo do recomendável (correspondente a apenas 11% do total de mulheres entre 40 e 69 anos do país)<sup>12</sup>.

Para Gebrim e Quadros (2006), a escassez de recursos, a má distribuição, a infraestrutura deficitária e a subutilização dos recursos humanos nos

---

<sup>12</sup> Cabe ressaltar que este percentual considerou faixa etária adicional (mulheres de 40 a 69 anos) à recomendada pelo Ministério da Saúde (mulheres de 50 a 69 anos).

Centros de Referência Oncológica no Brasil prejudicariam tanto o acesso ao atendimento, quanto o prognóstico da doença. Na rede primária de saúde, os autores afirmam que faltam diretrizes, treinamento e acesso rápido ao primeiro atendimento de pacientes.

Além disso, a falta de um programa nacional regionalizado e hierarquizado, voltado para a detecção precoce, prejudica tanto o gerenciamento das ações quanto a capacitação médica, o que acaba sobrecarregando os centros de saúde de fácil acesso. Talvez por isso, Gebrim e Quadros (2006) tenham verificado que as maiores incidências do câncer de mama ocorriam em cidades que possuem centros de referência no tratamento oncológico, como São Paulo, Rio de Janeiro e Porto Alegre. Segundo os autores, a incidência verificada nestas cidades pode estar associada à maior prevalência de fatores de risco e ao elevado número de pacientes advindos de cidades do interior (onde há menor possibilidade de diagnóstico da doença).

Como cidades rurais e de pequeno porte dificilmente contam com centros de tratamento e prevenção do câncer de mama, é possível que os residentes destas cidades se desloquem até as cidades mais próximas a fim de utilizar destes serviços. Este fato poderia sobrecarregar o sistema de saúde destas cidades. O estudo de Zago e outros (2005) parece corroborar esta hipótese. Os autores analisaram as tendências têmporo-espaciais da mortalidade por câncer de mama na Baixada Santista, entre 1980 e 1999, e verificaram que houve um maior crescimento da taxa de mortalidade em Santos (maior cidade da região), quando comparada às demais cidades. Segundo os autores, o município de Santos apresentou coeficientes padronizados (entre 25 e 35 casos por 100 mil mulheres) superiores aos das demais cidades da Baixada Santista e das médias do Estado de São Paulo e do Brasil.

### **2.3.2 Fatores demográficos**

#### **2.3.2.1 Aspectos reprodutivos**

Conforme ressalta Guerra, Gallo e Mendonça (2005), a redução nas taxas de natalidade e o aumento da expectativa de vida da população mundial têm

colaborado para o aumento das taxas de doenças crônico degenerativas, como é o caso do câncer de mama.

Mendonça (1993), referindo-se às mudanças nas taxas de fecundidade no Brasil, concluiu que "Os reflexos dessas alterações demográficas, muito provavelmente, se traduzirão nas taxas de câncer de mama em um futuro próximo." (MENDONÇA, 1993, p. 72).

Para Malta e outros (2008), o crescimento da incidência do câncer de mama seria um reflexo de mudanças demográficas tais como longevidade e outros fatores associados ao padrão reprodutivo das mulheres. Dentre estes aspectos, os autores destacam: a maior inserção das mulheres no mercado de trabalho, que pode levar ao adiamento da primeira gestação, assim como a disseminação do uso de anticoncepcionais orais com consequente redução da taxa de fecundidade.

O trabalho de Girianelli, Gamarra e Silva (2014) revela que estes aspectos reprodutivos também estariam associados à mortalidade por câncer de mama. Ao analisar a evolução da mortalidade por câncer do colo uterino e de mama, segundo indicadores socioeconômicos e assistenciais, os autores encontraram uma forte correlação negativa entre a taxa de mortalidade por câncer de mama e a taxa de fecundidade. Logo, uma redução da taxa de fecundidade estaria associada a uma maior taxa de mortalidade pela doença.

#### 2.3.2.2 Raça/Cor da pele

Outro fator demográfico relevante refere-se ao fator raça/cor<sup>13</sup>. Segundo Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002), a incidência do câncer de mama nos Estados Unidos da América (EUA) seria até 40% maior em mulheres brancas quando comparada às não brancas. Contudo, a situação se inverte no caso das mulheres jovens. O estudo revelou que a incidência é maior em mulheres não brancas com até 40 anos. Althuis e outros (2005), ao analisarem as taxas de incidência e mortalidade do câncer de mama no mundo (padronizadas por faixa etária), durante 1973 e 1997, observaram que as maiores taxas de incidência (97/100.000) ocorriam

---

<sup>13</sup>Note que, conforme os dados do Censo 2010, a população negra brasileira possui (em média) um pior nível de escolaridade e uma renda *per capita* menor que a da população branca, portanto esta variável também estaria captando fatores socioeconômicos (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, c2016).

entre as mulheres brancas dos EUA (os países asiáticos apresentaram as menores taxas, 27/100.000).

Em se tratando da sobrevida de cinco anos para mulheres com câncer de mama, Field e outros (2005) revelam que esta tende a ser menor entre a população negra (73,8%) dos EUA, quando comparada à de mulheres brancas (81,6%). Segundo os autores, as mulheres negras teriam menor probabilidade de obter um bom prognóstico para a doença. Esta disparidade permaneceu, mesmo após os autores controlarem por alguns fatores como acesso a cuidados médicos e planos de saúde. Segundo Cintra e outros (2012, p. 185), "A raça negra, em geral, está associada a um pior prognóstico da doença, quando comparada a outros grupos étnicos-raciais".

No caso brasileiro, o estudo de Schneider e d'Orsi (2009), realizado com mulheres diagnosticadas com câncer de mama em dois hospitais de referência da cidade de Florianópolis (SC), também revelou que a raça/cor branca tende a apresentar melhor sobrevida (76,9%) que as raças/cores negra, parda, amarela e indígena, sendo estas últimas agrupadas (62,2%).

É importante mencionar que a variável raça/cor é problemática no Brasil. Esta informação é coletada nos Censos Demográficos do IBGE e, conforme relembram Cintra e outros (2012), depende da autopercepção dos declarantes censitários (dado autodeclarado). O problema é que, devido à grande miscigenação da população brasileira, fica difícil uma caracterização precisa desta variável, o que, muitas vezes, ocasiona erros de classificação.

#### 2.3.2.3 Longevidade

Para P. A. Silva e Riul (2011), a idade avançada está entre os fatores de risco mais comuns relacionados ao desenvolvimento do câncer de mama. Segundo Althuis e outros (2005), a incidência do câncer de mama no mundo tem crescido de forma mais acentuada entre as faixas etárias mais avançadas.

No caso brasileiro, Di Pietro e outros (2007) encontraram evidências estatísticas de que o avanço da idade aumenta o risco associado ao câncer de mama. Segundo dados do Inca, para o ano de 2012, a incidência do câncer de mama aumenta, de forma expressiva, após os 40 anos. Quanto à mortalidade, os

dados revelaram que menos de 20 óbitos a cada 100 mil mulheres ocorreram na faixa etária de até 40 anos (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, 2015b). Contudo, este número mais que dobra quando se considera as mulheres com 60 anos ou mais. Malta e outros (2008) também mostram que a mortalidade por câncer de mama no Brasil tende a aumentar nas faixas etárias mais elevadas.

### **2.3.3 Fatores preventivos**

#### **2.3.3.1 Prevenção primária<sup>14</sup>**

Segundo Macinko, Dourado e Guanais (2011), existiriam algumas ações de atenção primária em saúde que poderiam diminuir o risco de surgimento do câncer de mama. As principais, segundo os autores, seriam: exames periódicos, cessação do tabagismo, redução do consumo de álcool, orientação de dietas<sup>15</sup> e prática de exercícios físicos.

Diversos trabalhos têm mostrado que a adoção de hábitos saudáveis, como a redução do tabagismo, alcoolismo, obesidade e sedentarismo, associados a uma alimentação equilibrada e ao incentivo ao aleitamento materno poderiam reduzir o risco associado ao câncer de mama. Por outro lado, a idade precoce da menarca e avançada da menopausa, assim como algumas mudanças no estilo de vida das mulheres como a primeira gestação tardia e menor número médio de filhos poderiam aumentar a incidência da doença (BRITTO, c2000; BUSSOLOTTO, SIVIERO; SILVA; 2012; GARÓFOLO et al., 2004; GONÇALVES et al., 2007; GUERRA; GALLO; MENDONÇA, 2005; INUMARU; SILVEIRA; NAVES, 2011; SILVA, G. A. et al., 2014).

Thuler (2003) ainda revela que a exposição à radiação ionizante e à pesticidas/organoclorados também aumentaria o risco associado ao câncer de

---

<sup>14</sup> A prevenção primária do câncer de mama engloba todos os fatores que poderiam evitar a doença. Geralmente, eles são divididos em "modificáveis" (tabagismo, sedentarismo e outros) e "não modificáveis" (idade, histórico familiar, mamas densas e outros).

<sup>15</sup> A título de exemplo, o trabalho de Di Pietro e outros (2007) revelou que o consumo de banha de porco e carne vermelha gordurosa podem aumentar o risco associado ao câncer de mama. Já a ingestão regular de maçãs, melancias e tomates ofereceriam certa proteção contra o desenvolvimento da doença.

mama. O mesmo pode ser dito de outros fatores "não modificáveis", como: avanço da idade, histórico pessoal de câncer de ovário, de mama ou de outra doença mamária benigna, histórico familiar de câncer de mama e de ovário, alta densidade mamária e mutações genéticas (BRCA1 e BRCA2). Segundo o autor, a maioria destas características está associada a um aumento no risco de adoecer (cerca de 2 ou 3 vezes), sugerindo que múltiplos fatores contribuem para a gênese da doença e que outros, ainda desconhecidos, podem existir<sup>16</sup>.

### 2.3.3.2 b) Prevenção Secundária

A prevenção secundária do câncer de mama visa, basicamente, o diagnóstico precoce com tratamento oportuno e evitar o surgimento de recidivas. Segundo Thuler (2003), a educação e o rastreamento seriam as principais estratégias para detectar precocemente este tipo de câncer. Os resultados do trabalho conduzido pelo autor mostram que o rastreamento mamográfico de rotina foi capaz de reduzir a mortalidade por câncer de mama em 25%.

Bray, Mccarron e Parkin (2004) afirmam que a redução da mortalidade por câncer de mama devido ao diagnóstico precoce não é incomum. Segundo os autores, isto ocorreria através da triagem, seguida de abordagem terapêutica nos estágios iniciais da doença, e também como resultado do aumento da consciência individual sobre a doença e seus sintomas.

O estudo de Pereira e outros (2014), cujo objetivo era determinar o grupo etário em que é recomendada a mamografia de rastreio e sua periodicidade, mostrou que a mamografia deve ser realizada entre os 50 e os 69 anos, com periodicidade bienal. A *Canadian Task Force*<sup>17</sup> compartilha das mesmas recomendações.

Entretanto, a *American Cancer Society* (SCA) recomenda que mulheres com um risco médio de câncer de mama (aquelas que não possuem uma história pessoal ou familiar de câncer de mama, não possuem mutação genética conhecida

---

<sup>16</sup> De acordo com o Cancer Research UK ([2---]), o uso de dietilestilbestrol, contraceptivos e terapias hormonais com progesterona também aumentaria o risco associado ao câncer de mama.

<sup>17</sup> Grupo de trabalho canadense que atua nos Cuidados de Saúde Preventiva (*Canadian Task Force on Preventive Health Care* - CTFPHC), proposto pela Agência de Saúde Pública do Canadá (*Public Health Agency of Canada* - PHAC) tem a finalidade de desenvolver diretrizes de prática clínica que suportam os prestadores de cuidados primários (Maiores detalhes em <http://canadiantaskforce.ca/>).



por aumentar o risco desta neoplasia, e também aquelas que não passaram pela terapia de radiação no peito antes dos 30 anos) devem iniciar o rastreio do câncer de mama aos 45 anos. Entre 45 e 54 anos, todas as mulheres devem ser rastreadas anualmente. A partir de 55 anos a triagem bienal deve ser feita, existindo ainda a oportunidade de seleção para rastreio anual, se assim desejarem (AMERICAN CANCER SOCIETY, 2015b).

No Brasil, o Ministério da Saúde recomenda o exame clínico anual para mulheres assintomáticas a partir dos 40 anos de idade e a mamografia bienal para as mulheres entre 50 e 69 anos, com recomendações diferenciadas para as que pertencem a grupos de alto risco. Conforme estabelece a Lei nº 11.664, de 29 de abril de 2008, o SUS deve assegurar a realização de exame mamográfico a todas as mulheres a partir dos 40 anos de idade (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, 2009).

Segundo Rezende e outros (2009), apenas 11% das mulheres entre 40 e 69 realizaram mamografia no SUS entre 2005 e 2007. Obviamente, este percentual também varia dentro do território brasileiro. O estudo de Scowitz e outros (2005), para a cidade de Pelotas (RS), em 2002, revelou uma prevalência do “exame clínico de mamas” de 83% e da “mamografia alguma vez na vida” de, aproximadamente, 70%. Entretanto, ao analisar os dados do SUS para todo o país no ano de 2010, G. A. Silva e outros (2014) observaram uma baixa cobertura de mamografia (equivalente a 32% para mulheres entre 50-59 anos e 25% para a faixa etária de 60-69 anos).

Talvez por isso, cerca de metade dos tumores de mama ainda sejam diagnosticados nos estágios III e IV<sup>18</sup> no Brasil, indicando a inexistência de um eficiente programa de rastreamento, que inclua a realização de exame clínico das mamas, mamografia periódica e a identificação de grupos populacionais com risco elevado para o desenvolvimento do câncer de mama (GONÇALVES et al., 2007). De acordo com D. C. N. Rodrigues e outros (2013), o que ocorre no Brasil é um rastreamento oportunista (limitado por problemas logísticos, econômicos e barreiras socioculturais) ao invés do rastreamento organizado (no qual existe um

---

<sup>18</sup>O Sistema TNM (idealizado pela União Internacional Contra o Câncer - UICC), é o mais utilizado mundialmente na condução do câncer de mama. Ele classifica a doença em três fases (T - tumor, N - linfonodos axilares homolaterais e M - metástases à distância) e identifica a doença por estágios que variam de I a IV, por ordem crescente de gravidade da neoplasia (DUARTE; ANDRADE, 2003).

planejamento ativo a grupos etários pré-definidos, convidados a participar do exame de rastreamento com uma periodicidade anteriormente estabelecida).

Embora os programas de rastreio possam reduzir o risco de mortalidade pela doença, este efeito nem sempre é visível. Botha e outros (2003), ao investigarem as taxas de incidência e mortalidade por câncer de mama em 16 países europeus, observaram que a incidência aumentou em todos, enquanto a mortalidade reduziu até mesmo em grupos etários não-selecionados para o rastreamento. Tal resultado foi verificado até mesmo em países sem programas nacionais de rastreio. Portanto, apesar da detecção precoce, através da triagem, potencialmente reduzir a mortalidade, ela não explicaria o declínio da mortalidade verificado nestes países sem rastreamento. Nestes casos, é possível que outros fatores estejam contribuindo para a redução da mortalidade, como o avanço do tratamento da doença, por exemplo.

#### **2.3.4 Fatores geográficos/regionais**

Diversos trabalhos, apresentados nesta subseção, revelam que as taxas de incidência e mortalidade do câncer de mama variam conforme a região analisada. É importante ter em mente que o fato de uma região apresentar taxas maiores (ou menores) é, em grande medida, apenas um reflexo de uma série de características geográficas, sociais, demográficas e culturais inerentes à própria região. Em tese, se todos estes fatores pudessem ser controlados, estas diferenças regionais nas taxas de incidência e mortalidade seriam atenuadas ou, até, desapareceriam. Uma vez que o controle destes fatores não é habitual, as diferenças regionais persistem.

Althuis e outros (2005), por exemplo, ao analisarem as taxas de incidência e mortalidade (padronizadas por idade) do câncer de mama no mundo, entre 1973 e 1997, observaram que ambas estavam associadas à localização geográfica. No caso da incidência, os autores verificaram taxas elevadas na América do Norte e no norte da Europa, intermediárias na Europa Ocidental, Oceania, Escandinávia e Israel e menores na Europa Oriental, América Latina e Ásia. A mortalidade foi mais elevada nos países com maior taxa de incidência (entre 17/100.000 e 27/100.000),

mais baixa na América Latina e Ásia (7-14/100.000) e intermediária em países com baixas taxas de incidência.

Paulinelli e outros (2003), ao analisarem as taxas de incidência do câncer de mama (padronizada pela população mundial), entre 1988 e 1993, também chegaram a resultados semelhantes aos de Althuis e outros (2005)<sup>19</sup>. A pesquisa revelou que o norte dos Estados Unidos e o Havaí (127 e 128/100.000 mulheres) apresentam as maiores taxas, enquanto as menores foram encontradas na China e na África (17 e 21/100.000, respectivamente).

Conforme verificado no Gráfico 1, é possível presumir que parte dessa diferença regional na incidência esteja relacionada ao status socioeconômico, que acaba influenciando fatores ligados ao estilo de vida. Por exemplo, mulheres com elevada escolaridade costumam ter acesso a empregos e salários melhores. Esta "aptidão para o trabalho" pode levá-las a retardar ou, até mesmo, desistir de ter filhos. Assim, populações femininas residentes em países com alto padrão socioeconômico, inseridas no mercado de trabalho e que, em função disso, têm alterado seu padrão de reprodução tendem a estar associadas a um maior risco para o desenvolvimento da doença (BRITTO, c2000; BUSSOLOTTO; SIVIERO; SILVA, 2012).

Na realidade, estas disparidades regionais podem ser verificadas em diferentes localidades de um mesmo país. Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002), por exemplo, verificou que mulheres de algumas áreas do nordeste dos EUA têm mortalidade duas vezes mais elevada que as demais mulheres norte-americanas.

No Brasil, a região também parece ser um fator relevante. Os resultados de S. Koifman e R. J. Koifman (1999), para o período 1988 a 1992, indicam que Porto Alegre, localizada no sul do país, possui as maiores taxas de incidência de câncer de mama (ajustada por idade) das cidades brasileiras. Com valores semelhantes aos da Suécia e de imigrantes Ashkenazi<sup>20</sup> em Israel. Já em Belém (PA), localizado no Nordeste, a baixa taxa de incidência é semelhante à de países como o Japão. Apesar da incidência do câncer de mama ser menor no Brasil, em relação aos países europeus e América do Norte, a mortalidade é bastante elevada

---

<sup>19</sup> Resultados semelhantes também são obtidos por Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002). Segundo os autores, a incidência desta neoplasia, considerando o período de 1988/1992 seria pequena na Ásia, intermediária na América do Sul e Europa Oriental, e elevada na América do Norte e Europa Ocidental.

<sup>20</sup> O termo "Ashkenazi" é utilizado para judeus oriundos da Europa Central e Oriental.

no país. Porto Alegre (e várias outras cidades), por exemplo, apresenta taxa de mortalidade superior à média dos países mencionados. Este cenário pode refletir a dificuldade enfrentada pelo Brasil para realizar o controle adequado e a detecção precoce da doença.

Em se tratando da mortalidade por câncer de mama no Brasil, G. A. Silva e outros (2014) afirmam que esta tende a ser maior nas regiões Sul e Sudeste<sup>21</sup>. O mesmo foi verificado por A. F. Boing, Vargas e A. C. Boing (2007) ao analisarem a mortalidade por neoplasias no Brasil e regiões entre 2002 e 2004. Segundo os autores, a mortalidade no Sudeste (13,91) e Sul (13,64) seria bem superior ao Norte (3,67), Centro-Oeste (7,67) e Nordeste (5,97).

Gonçalves e outros (2007), ao focar apenas na região sul do Brasil (região com as maiores taxas de mortalidade por câncer de mama do país), entre 1980 e 2002, observaram que a taxa de mortalidade (padronizada por idade) era maior no Estado do Rio Grande do Sul - RS (14,45, contra apenas 8,93, em Santa Catarina e 9,95, no Paraná). Segundo os autores, o sul do Brasil possui fatores de risco comuns a países desenvolvidos, tais como: menor número médio de filhos, gestações iniciadas em idades mais avançadas e melhor nível socioeconômico. Ainda assim, as taxas de mortalidade do RS são bem superiores às verificadas em países desenvolvidos.

Uma questão importante refere-se à cobertura e aos registros dos dados de câncer de mama no Brasil. Guerra, Gallo e Mendonça (2005) destacam que os registros enfrentam problemas estruturais para a sua manutenção, o que pode levar a vieses na análise dos dados de diferentes regiões. Nascimento (2011), por exemplo, realizou uma pesquisa em três cidades do nordeste brasileiro em 2011 e verificou que os Registros Hospitalares de Câncer de três hospitais públicos, habilitados em atenção oncológica, apresentavam diversos pontos críticos que comprometiam seu funcionamento. Segundo Mendonça (1993), as Regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentavam sérios problemas de cobertura e sub-registro do câncer de mama. Já as Regiões Sudeste e Sul apresentavam coberturas que se aproximavam de 100%.

---

<sup>21</sup> Os mapas, apresentados na Figura 2, também indicam que a mortalidade tende a ser maior nestas regiões. O mesmo foi verificado na seção 5.3 deste trabalho, para os anos de 1990, 2000 e 2010, ao considerar a taxa de mortalidade padronizada por faixa etária (ver Figuras 3, 4, e 5).

### 2.3.5 Fatores temporais (tendências)

Os trabalhos desta subseção indicam que as taxas de incidência e mortalidade por câncer de mama variam conforme o período analisado. De modo geral, há uma tendência de crescimento da incidência (impulsionada pela maior longevidade da população mundial) e redução da mortalidade, sobretudo em países desenvolvidos.

Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002) afirmam que, apesar da incidência do câncer de mama ter crescido no mundo, este crescimento não foi homogêneo entre os períodos e regiões analisadas. Nos EUA, por exemplo, a taxa de incidência aumentou na década de 1970, se estabilizou nos anos 1990, e está em declínio para mulheres jovens. Já Ferlay e outros (2010b) revelam que o crescimento na incidência deste câncer tem sido maior em regiões menos desenvolvidos. Porém, os dados de Ferlay e outros (2015), para o ano de 2012, revelam que os países da Europa ocidental ainda possuem taxas de incidência substancialmente maiores que a dos países da África central e do Leste Asiático.

Embora a incidência seja notadamente maior em países ricos, a diferença entre as taxas de mortalidade destes países e a dos menos desenvolvidos não é tão perceptível. Para Ferlay e outros (2015), as melhores condições de sobrevivência ao câncer de mama em países de alta renda ajudariam a reduzir a mortalidade da doença.

Para Paulinelli e outros (2003), vários países desenvolvidos reduziram a mortalidade do câncer de mama no período analisado. Os autores compararam tumores diagnosticados entre 1978-1980 e 1987-1989 e verificaram um aumento médio de 8,9% na sobrevida do câncer de mama nos cinco anos iniciais após o diagnóstico da doença. Além disso, a mortalidade em mulheres de 20 a 69 anos diminuiu 22% no Reino Unido e 19% nos EUA entre 1981 e 1997. Esta redução, dentre outros motivos, pode estar relacionada à maior cobertura mamográfica na população alvo destes países, assim como ao tempo ganho com o diagnóstico precoce (*lead time bias*) e à maior identificação de casos com fase pré-clínica detectável prolongada (*length-time bias*).

Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002) verificaram que, durante as décadas de 1970 e 1980, as taxas de mortalidade do câncer de mama se mantiveram

estáveis nos países desenvolvidos e aumentaram nos países em desenvolvimento. No final de 1980 até o início dos anos 2000, a mortalidade caiu cerca de 25% no mundo. Assim como Paulinelli e outros (2003), Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002) sugerem que esta redução estaria relacionada à detecção precoce e à melhora no tratamento verificada, principalmente, em países desenvolvidos.

Para Gebrim e Quadros (2006), parte da redução na mortalidade por câncer de mama verificada nos EUA e em países da União Europeia e deve ao "aumento na proporção de mulheres com diagnósticos iniciais (carcinoma *in situ* e estágio clínico I) oriundas de camadas de maior poder aquisitivo, que passaram a realizar a prevenção secundária (diagnóstico na fase pré-clínica por mamografia), aliado à redução de mortalidade obtida pela hormonioterapia adjuvante com tamoxifeno".

Esta tendência de redução mais acentuada em países desenvolvidos alterou a concentração de mortes causadas por câncer de mama no mundo. Segundo Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002), mais da metade destas mortes estiveram concentradas em países desenvolvidos durante o período 1988 a 1992. Contudo, Jemal e outros (2011), baseados nos dados do Globocan para o ano de 2008, argumentam que, aproximadamente, 60% das mortes por câncer de mama ocorreram em países subdesenvolvidos.

No caso brasileiro, E. Martins e outros (2009) mostram que o crescimento da incidência do câncer de mama foi expressivo em algumas cidades. Ao realizar um estudo descritivo e retrospectivo na cidade de Goiânia (GO), entre 1989 e 2003, os autores observaram que 644 casos de câncer de mama foram registrados entre 1989 e 1993, 956 casos entre 1994 e 1998 e 1.604 entre 1999 e 2003, caracterizando um aumento de 249% entre o primeiro e o último quinquênio analisados.

No que se refere à mortalidade, os resultados de Malta e outros (2008) revelaram que a taxa de mortalidade (padronizada por faixa etária) aumentou entre 1980 e 1994 e se estabilizou, em torno de 10 óbitos por 100 mil mulheres/ano, entre 1995 e 2003. Segundo os autores, no período de 1990 a 2003, houve um crescimento (0,5% ao ano) na taxa de mortalidade brasileira na faixa etária de 30 a 49 anos. Esta tendência foi um pouco maior na faixa de 50 a 59 anos (0,8% ao ano) e se estabilizou na faixa dos 60 e 69 anos. O aumento mais expressivo foi verificado na faixa dos 70 anos ou mais, onde o crescimento foi de 1,5% ao ano.

Em um estudo em mulheres residentes na cidade de Juiz de Fora (MG), no período de 1980 a 2006, A. D. Rodrigues e Teixeira (2011) concluíram que houve um aumento na mortalidade por câncer de mama e queda na mortalidade por câncer de colo do útero. Em se tratando das faixas etárias, os autores constataram que a mortalidade por câncer de mama cresceu nas faixas de 50 a 59 anos e acima de 70 anos, diminuiu nas faixas de 30 a 39 anos e 60 a 69 anos e se manteve estável entre 40 e 49 anos.

Matos e outros (2009), considerando a taxa de mortalidade por câncer de mama apenas no município de Maringá (PR), no período de 1990 a 2004, verificaram que as faixas de 50 a 59 e de 60 a 69 anos foram as principais responsáveis pelo crescimento desta taxa no triênio de 2002 a 2004. Observou-se, também, um aumento de óbitos na faixa etária de 80 anos e mais.

No caso das regiões brasileiras, o trabalho de Wunsch Filho e Moncau (2002) revelou que, embora a mortalidade por câncer de mama tenha aumentado em todas as regiões entre 1980 e 1995, o risco de morte nas regiões Sul e Sudeste permanecia, pelo menos, duas vezes maior que o de outras regiões.

De modo geral, Arcuri, Ramos e Scabar (2006) afirmam que, no Brasil, as tendências atuais para as taxas de fecundidade e longevidade implicam num crescimento relativo da população idosa nos próximos anos. Estima-se que, em 2020, os idosos representem mais de 13,0% da população total brasileira.<sup>22</sup> Diante disso, doenças associadas ao envelhecimento, como a neoplasia mamária, passaram a ganhar maior destaque na sociedade, pois, é provável, que tanto a carga quanto a incidência do câncer de mama aumentem nos próximos anos.

---

<sup>22</sup> Segundo dados do IBGE, disponíveis no Ipeadata (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, c2006), o percentual de idosos no Brasil, em 2012, era, aproximadamente, 10.8%.

### 3 JUSTIFICATIVA

Dentre os diversos cânceres, o de mama é o que mais afeta as mulheres. Atualmente, o câncer de mama é responsável por 1/4 de todos os cânceres incidentes em mulheres no mundo (INTERNATIONAL AGENCY FOR RESEARCH ON CANCER, 2013). No Brasil a situação é semelhante. De acordo com os dados do Inca, o câncer de mama foi responsável por quase 21% dos tumores verificados em mulheres no ano de 2014 (INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER, 2014).

Além disso, Girianelli, Gamarra e Silva (2014), G. A. Silva e outros (2011), C. A. Martins e outros (2013) e verificaram que a taxa de mortalidade por câncer de mama tem crescido no país. Todavia, uma análise mais cuidadosa dos dados revela que este crescimento não ocorreu de forma homogênea em todo território brasileiro. Portanto, dada a relevância deste tipo de câncer para a população feminina e devido ao aumento desigual da taxa de mortalidade no território brasileiro, justifica-se uma busca pelo entendimento acerca dos fatores que poderiam agravar a disparidade regional associada à mortalidade pela doença no país.



## **4 OBJETIVOS**

### **4.1 OBJETIVO GERAL**

Analisar a taxa de mortalidade por câncer de mama nos municípios brasileiros e os fatores associados a esta neoplasia.

### **4.2 OBJETIVO ESPECÍFICO**

- Estimar o impacto de fatores associados à taxa de mortalidade por câncer de mama em diferentes períodos.
- Verificar se estes fatores contribuíram para o agravamento das disparidades regionais associadas à mortalidade por câncer de mama.
- Analisar o comportamento da tendência da mortalidade por câncer de mama nas regiões brasileiras.
- Avaliar os resultados obtidos segundo o ajuste para óbitos por causas mal definidas.

## 5 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

Com o objetivo de mensurar o efeito dos fatores associados à mortalidade por câncer de mama (MMC) nos municípios brasileiros no período de 1987 a 2013, elaborou-se um modelo de regressão onde a *MCM* seria uma função de diversos fatores descritos pela literatura (seção 2.3). O delineamento desta pesquisa, bem como o modelo proposto e a origem dos dados utilizados são temas desta seção.

### 5.1 DELINEAMENTO DO ESTUDO

Trata-se de um estudo ecológico que utiliza os municípios brasileiros como unidades de análise e considera as taxas médias de mortalidade por câncer de mama, padronizadas por idade, centradas nos anos de 1990 (média de 1987 a 1993), 2000 (média de 1997 a 2003) e 2010 (média de 2007 a 2013)<sup>23</sup>.

Apesar do termo "*ecológico*" sugerir ligação com estudos relacionados a fatores ambientais, os estudos ecológicos, na realidade, são aqueles em que a unidade de análise é uma população ou um grupo de pessoas, pertencentes a uma área geográfica definida. Estes estudos têm o intuito de avaliar a forma como os contextos sociais e ambientais podem afetar (ou não) a saúde de grupos populacionais. Em uma análise ecológica, as variáveis utilizadas são agrupadas e medidas de forma agregada (MEDRONHO, 2009).

Os dados, utilizados nos modelos de regressão, foram agrupados na forma de um painel balanceado<sup>24</sup>, onde uma mesma unidade de corte transversal (neste caso, os municípios brasileiros) é analisada ao longo do tempo (i.e.: 1990, 2000 e 2010). Segundo Hsiao (2003), os modelos com dados em painel possuem vantagens em relação aos de corte transversal ou séries temporais, a saber: a)

---

<sup>23</sup> O modo como estas taxas médias foram obtidas é descrito na seção 5.3 deste trabalho.

<sup>24</sup> O termo "balanceado" implica que os mesmos municípios foram considerados em todos os períodos analisados. Assim, optou-se por excluir aqueles que não possuíam informações sobre mortalidade, ou qualquer outra variável explicativa, em algum dos anos analisados. Note que a opção pelo painel balanceado é um modo seguro de garantir a validade das análises intertemporais (WOOLDRIDGE, 2002). Caso contrário, as diferenças verificadas em dois períodos distintos poderiam estar associadas às amostras (ex: a taxa de mortalidade no Brasil poderia diminuir de 2000 para 2010 se a amostra de 2010 possuísse mais municípios pobres que a de 2000).

possibilitam utilizar um número maior de observações, assegurando as propriedades assintóticas dos estimadores, aumentando os graus de liberdade das estimações e tornando as inferências estatísticas mais críveis (testes  $t$  e  $F$  mais robustos); b) possibilitam reduzir a influência causada pela omissão de variáveis relevantes (desde que elas sejam constantes no tempo - ex: aspectos culturais); c) permitem análises dinâmicas que não seriam possíveis via corte transversal (ex: análise de tendência).

No contexto de dados de painel, geralmente estima-se um modelo do tipo *Pooled Ordinary Least Squares* (POLS) usando o teste de Breusch-Pagan (BREUSCH; PAGAN, 1980) a fim de verificar se existe algum efeito não observado ( $c_i$ ), constante no tempo como cultura, clima e relevo, por exemplo, afetando os resultados. Neste caso, a hipótese nula é:

$$H_0: (\sigma_c^2) = 0 \quad (1)$$

onde  $\sigma_c^2$  representa a variância do efeito não observado ( $c$ ). Assim, caso  $H_0$  prevaleça, o modelo POLS é o mais indicado. Caso contrário, se  $\sigma_c^2 \neq 0$ , estima-se um modelo de Efeitos Fixos, ou *Fixed Effects* (FE), e outro de Efeitos Aleatórios, ou *Random Effects* (RE), usando o teste de Hausman (1978) para definir qual deles é o mais adequado. Este teste verifica se as variáveis explicativas ( $X_{it}$ ) estão correlacionadas com  $c_i$ , sendo

$$H_0: E[(c_i|X_{it}) = 0] \quad (2)$$

Se  $H_0$  for verdadeiro FE e RE serão consistentes, porém RE será mais eficiente. Do contrário, somente FE será consistente. Neste último caso, onde  $H_0$  é rejeitado, o teste de Breusch-Pagan se torna desnecessário. Maiores detalhes em Wooldridge (2002).

## 5.2 O MODELO PROPOSTO

Conforme apresentado na seção 2.3 deste trabalho, existem diversos fatores que, em tese, estariam associados à taxa de mortalidade por câncer de mama (MMC). Contudo, alguns deles simplesmente não existem em escala municipal, tais como a idade da menarca e menopausa, tipo de alimentação e percentual de fumantes, por exemplo. Assim, com base nos dados disponíveis para os municípios brasileiros, foram consideradas as seguintes variáveis<sup>25</sup>:

### 5.2.1 Socioeconômicas

- a) parcela do índice de desenvolvimento humano municipal (IDH) referente à renda (IDHR);
- b) parcela do IDH municipal referente à educação (IDHE);
- c) PIB industrial *per capita* (IND).

#### 5.2.1.1 Variáveis de acessibilidade

- d) *Dummies* de porte municipal (conforme a população de cada cidade)<sup>26</sup>;
- e) Proporção da população rural (PR) em relação à urbana (PU):  $\left(\frac{PR}{PU}\right)$ .

<sup>25</sup> Dentre os dados disponíveis, optou-se por não utilizar a raça/cor devido aos frequentes erros de classificação associados a esta variável e descritos por Cintra e outros (2012). Além disso, uma vez que o Datasus (BRASIL, c2008) passou a apresentar dados sobre o número de mamógrafos de cada município apenas em 1999, esta variável também precisou ser desconsiderada.

<sup>26</sup> Foram utilizadas *dummies* a fim de selecionar os "i" municípios da seguinte forma: 1)  $5 \leq i < 10$ ; 2)  $10 \leq i < 20$ ; 3)  $20 \leq i < 50$ ; 4)  $50 \leq i < 100$ ; 5)  $100 \leq i < 500$ ; 6)  $500 \leq i < 1000$  7)  $i \geq 1000$ . Onde os valores indicados representam milhares de habitantes. Logo, as pequenas cidades, com menos de 5 mil habitantes ( $i < 5$ ), seriam as referências.

### 5.2.2 Demográficas

- f) parcela do *IDH* referente à longevidade (IDHL);
- g) taxa de fecundidade municipal (FEC).
- h) percentual de mulheres jovens (menores de 18 anos) com filhos (MJF).

### 5.2.3 Preventivas

- i) gasto público (per capita) em saúde (GPS);
- j) número de estabelecimentos de saúde a cada 100 mil habitantes (NES);
- k) número de profissionais de saúde, a cada 100 mil habitantes, com ensino superior (NPS)<sup>27</sup>.

### 5.2.4 Geográficas/Regionais

- l) *Dummies* de região (DG)<sup>28</sup>.

### 5.2.5 Temporais

- m) *Dummies* de tendência para o Brasil e suas regiões (TEND).

Formalmente, o modelo estimado ficou especificado da seguinte forma:

---

<sup>27</sup> Isto é: médicos, enfermeiros e outros empregados com nível superior.

<sup>28</sup> Foram incluídas *dummies* regionais para as regiões Sul, Centro-oeste, Nordeste e Norte. Portanto, os resultados destas regiões terão como referência a região Sudeste (excluída).

$$MCM_{it}=f\left[IDHE_{it},IDHL_{it},IDHR_{it},IND_{it},FEC_{it},MJF_{it},\left(\frac{PR_{it}}{PU_{it}}\right),GPS_{it},NES_{it},NPS_{it},DPM_i,DG_i,TEND_t\right] \quad (3)$$

Onde:  $MCM_{it}$  representa a taxa de mortalidade por câncer de mama (MCM) da região "i" (município) no período "t"<sup>29</sup>.

### 5.3 CORREÇÃO DOS ÓBITOS POR CAUSAS MAL DEFINIDAS E PADRONIZAÇÃO DAS TAXAS DE MORTALIDADE POR FAIXA ETÁRIA

Conforme havia sido mencionado por Mendonça (1993), na seção 2.3.4, existe uma substancial diferença na qualidade dos dados de óbitos entre as regiões brasileiras. Segundo França e outros (2014), os problemas na qualidade e na coleta dos dados, em países como o Brasil, acabam restringindo a análise das principais causas de mortalidade às grandes cidades ou a áreas com melhor nível socioeconômico. Para os autores, a elevada proporção de óbitos por causas mal definidas (CMD) no Brasil revelam problemas de acesso e qualidade da assistência médica e comprometem a análise fidedigna das estatísticas de mortalidade<sup>30</sup>.

A fim de minimizar este problema, optou-se por realizar uma correção do número de óbitos por causas mal definidas, associado à mortalidade por câncer de mama, conforme sugerido por Mathers e outros (2003). Tal procedimento consiste em calcular o "percentual de correção por causas mal definidas" (PCCMD), para cada município "i" no período "t" e o seu respectivo "fator de correção" (FC), conforme descrito nas equações 4 e 5<sup>31</sup>.

$$PCCMD_{it} = \frac{(total \text{ óbitos } fem_{it} - \text{óbitos causas externas}_{it})}{[(total \text{ óbitos } fem_{it} - \text{óbitos causas externas}_{it}) - \text{óbitos mal definidos}_{it}]} \quad (4)$$

$$FC_{it} = 1 + \left( \frac{PCCMD_{it} - 1}{2} \right) \quad (5)$$

<sup>29</sup> Note que as *dummies* de porte municipal ( $DPM_i$ ) e região ( $DG_i$ ) variam apenas entre os municípios (e não no tempo). Já a variável de tendência ( $TEND_t$ ) varia apenas no tempo (e não entre os municípios).

<sup>30</sup> Em 2000, os óbitos por causas mal definidas, considerando todos os óbitos, correspondiam a 14,3% do total, com proporções variando de 28,4%, no Nordeste, a 6,3%, no Sul (FRANÇA et al., 2014).

<sup>31</sup> Lembrando que "t" representa os períodos considerados neste trabalho, ou seja, 1990, 2000 e 2010.

Feito isto, multiplica-se o fator de correção ( $FC_{it}$ ) de cada município “ $i$ ”, no período “ $t$ ”, pelo total de óbitos por câncer de mama, segundo faixa etária, deste mesmo município no período “ $t$ ”. Deste modo, é possível obter os óbitos corrigidos por causa mal definidas e, assim, as taxas de mortalidade por câncer de mama, específicas por idade e corrigidas por causas mal definidas, para os “ $t$ ” períodos considerados.

Com o propósito de evitar que as comparações entre as taxas de mortalidade por câncer de mama sejam afetadas pela diferença na distribuição das faixas etárias, utilizou-se o método de padronização direto. Através deste método, dispõe-se de coeficientes gerais de mortalidade que sejam comparáveis entre si, pois os mesmos são padronizados em relação à composição etária das populações envolvidas. Tal método utiliza uma população padrão, estratificada por faixa etária, como referência, e dela são obtidos pesos que serão aplicados aos coeficientes de mortalidade específicos por idade das populações envolvidas (COSTA; KALE; VERMELHO, 2009).

A Tabela 1 traz um exemplo simplificado do método direto de padronização por faixa etária. No caso da atual pesquisa, utilizou-se a população mundial padrão, estratificada por faixa etária, disponibilizada por Bray e Ferlay (2014), a fim de padronizar a taxa de mortalidade por câncer de mama dos municípios brasileiros.

Tabela 1 – Exemplo Simplificado de Padronização por faixa Etária via Método Direto

Faixa Etária	Município A			Município B			Pop. Padrão	Mun. A	Mun. B
	Pop.	Óbitos	T. M.	Pop.	Óbitos	T. M.		Óbitos Esp.	Óbitos Esp.
0 a 49	20000	100	5	40000	300	7,5	30000	150	225
50 ou mais	80000	2000	25	10000	400	40	30000	750	1200
<b>Total</b>	<b>100000</b>	<b>2100</b>	<b>21<sup>(a)</sup></b>	<b>50000</b>	<b>700</b>	<b>14<sup>(a)</sup></b>	<b>60000</b>	<b>900<sup>(b)</sup></b>	<b>1425<sup>(b)</sup></b>
<b>Taxa de Mortalidade Padronizada via método Direto (TMP)</b>								<b>15</b>	<b>23.75</b>

Notas: 1) A Taxa de mortalidade (T.M.), inclusive às que têm o sobrescrito (a), foram obtidas através do cálculo:  $T.M. = (\text{óbitos/pop.}) * 1000$ ;

2)  $\text{Óbitos Esp.} = (T.M. * \text{Pop. Padrão}) / 1000$ ;

3) A taxa de Mortalidade Padronizada (TMP) é obtida da seguinte forma:

$$TMP = (\text{Óbitos Esp. Totais} / \text{Pop. Padrão total}) * 1000.$$

Fonte: Elaboração própria, baseado em Costa, Kale e Vermelho (2009, p. 38-41).

Visando minimizar a possibilidade de que alguns municípios não apresentem registros de óbito por câncer de mama nos períodos analisados, utilizou-se a média de óbitos acumulados entre 1987-1993, 1997-2003 e 2007-2013. É importante ressaltar que tais médias estão centradas nos períodos de 1990, 2000 e 2010, respectivamente, e foram utilizadas no cálculo da correção por causas mal definidas (equações 4 e 5). Deste modo, a taxa bruta de mortalidade (utilizada no cálculo da taxa padronizada) corresponde à média de óbitos de cada município nos períodos citados, dividida por sua respectiva população<sup>32</sup>. Feito isto, obteve-se a variável dependente,  $MCM_{it}$ , utilizada nesta pesquisa<sup>33</sup>.

Com o objetivo de comparar o possível efeito causado pelas “causas mal definidas” associadas ao câncer de mama, foram consideradas, neste trabalho, taxas de mortalidade padronizadas por faixa etária (via método direto), com e sem correção para causas mal definidas, doravante denominadas  $MCM_{it}^{cc}$  e  $MCM_{it}^{sc}$ , respectivamente. Deste modo, “cc” indica “com correção” por causas mal definidas, enquanto “sc” refere-se à taxa “sem correção”.

#### 5.4 BASE DE DADOS

Os óbitos por câncer de mama de cada município brasileiro são disponibilizados, desde 1979, pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) do Ministério da Saúde, através do Departamento de Informática do SUS (BRASIL, c2008)<sup>34</sup>. Neste trabalho, foram selecionados os óbitos municipais causados por neoplasia maligna da mama feminina (contidos na Classificação Internacional de Doenças, “CID-9: 174”, até 1995 e “CID-10: C50”, após 1995), tendo como referência a residência dos falecidos (Óbitos p/Residênc) e utilizando a desagregação por faixa etária da Organização Pan-Americana de Saúde (Faixa Etária - OPS), também disponível no Datasus (BRASIL, c2008).

Para compor os óbitos por causas mal definidas (necessários à correção proposta nas equações 4 e 5), utilizou-se os óbitos femininos do Capítulo XVI da

<sup>32</sup> Para tanto, usou-se a população municipal referente aos anos de 1991, 2000 e 2010, disponibilizada pelo IBGE via Ipeadata (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, c2006).

<sup>33</sup> Os valores apresentados referem-se à taxa de mortalidade a cada 100 mil mulheres.

<sup>34</sup> Módulo “Estatísticas Vitais” do programa *Tabnet*.



CID-9, classificados como "sintomas sinais e afecções mal definidas", para o período de 1987 a 1993. Para o período de 1997 a 2013, foram considerados os óbitos femininos do Capítulo XVIII da CID-10, classificados como "sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório". Tanto os óbitos por causas mal definidas como os óbitos totais femininos e os óbitos femininos por causas externas são disponibilizados pelo SIM, através do Datasus (BRASIL, c2008) e foram desagregados por faixa etária OPS.

As demais variáveis da equação 3 foram obtidas da seguinte forma:

- Os IDHs municipais, de 1991, 2000 e 2010, referentes à educação (IDHE), longevidade (IDHL) e renda (IDHR) foram obtidos no *Atlas de Desenvolvimento Humano* do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (2015). A taxa de fecundidade de cada município (FEC), o percentual de mulheres jovens (menores de 18 anos) com filhos (MJF) e a proporção da população rural em relação à urbana ( $PR/P_U$ ) também foram obtidos no *Atlas* do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (2015)
- Para captar o efeito da industrialização (IND), foi utilizado o PIB *per capita* Municipal da indústria (valor adicionado a preços básicos), calculado pelo IBGE<sup>35</sup>. O gasto público *per capita* em saúde (GPS) é fornecido pela Secretaria do Tesouro Nacional. Ambas são disponibilizadas pelo Ipeadata (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, c2006).
- O número de estabelecimentos de saúde (NES) e o número de profissionais de saúde com ensino superior (NPS)<sup>36</sup>, de cada município, ambos mensurados a cada 100 mil habitantes, estão disponíveis no programa *TabNet*, no módulo "*rede assistencial*" do Datasus (BRASIL, c2008). Para 1991 e 2000, usaram-se os dados da *Pesquisa Assistência Médico Sanitária* (AMS), referente a 1992 e 1999. Os dados de 2010 foram obtidos no Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES).

<sup>35</sup>Como esta variável estava expressa em valores correntes (o que afetaria a comparação entre períodos diferentes devido à inflação acumulada), utilizou-se o IPCA do Ipeadata (INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA, c2006) para transformá-la em valores constantes referentes ao ano de 2000.

<sup>36</sup> Isto é: médicos, enfermeiros e outros profissionais com nível superior.

Além disso, foram criadas *dummies* geográficas para os municípios do sul, centro oeste, nordeste e norte (neste caso, o sudeste é tratado como referência) no intuito de comparar os municípios de diferentes regiões. Por fim, foram criadas *dummies* de porte populacional. Logo, os “*i*” municípios foram subdivididos em: a)  $i < 5$ ; b)  $5 \leq i < 10$ ; c)  $10 \leq i < 20$ ; d)  $20 \leq i < 50$ ; e)  $50 \leq i < 100$ ; f)  $100 \leq i < 500$ ; g)  $500 \leq i < 1000$ ; h)  $i \geq 1000$ , onde os valores representam milhares de habitantes. Neste caso, as cidades com menos de 5 mil habitantes ( $i < 5$ ) seriam as referências.

- O *software ArcView* foi usado na elaboração dos mapas de distribuição da mortalidade pela doença e o programa *Stata*, para a análise descritiva e modelagem.

## 6 RESULTADOS

### 6.1 MAPEAMENTO DA TAXA DE MORTALIDADE POR CÂNCER DE MAMA NO BRASIL

As taxas de mortalidade associadas ao câncer de mama (bruta, padronizada por idade sem correção por causas mal definidas e padronizadas com correção) dos municípios brasileiros (centradas nos anos de 1990, 2000 e 2010) são apresentadas nos mapas das Figuras 4, 5 e 6.

Nota-se que, tanto as taxas brutas quanto as padronizadas por faixa etária (sem correção por causas mal definidas), aumentaram no Brasil entre 1990 e 2010. As taxas brutas passaram de 6,95, em 1990, para 8,40, em 2000, e 10,84 em 2010. Porém, conforme discutido, o crescimento das taxas brutas é afetado pela idade da amostra considerada e, portanto, não será alvo deste estudo (Figuras 4, 5 e 6).

No que se refere às taxas padronizadas por idade, sem correção para causas mal definidas, os valores obtidos foram: 8,61, em 1990, 8,71, em 2000, e 9,17 em 2010. Após efetuar a correção, conforme indicado nas equações 4 e 5, notou-se um aumento das taxas de mortalidade corrigidas em relação às taxas não corrigidas.

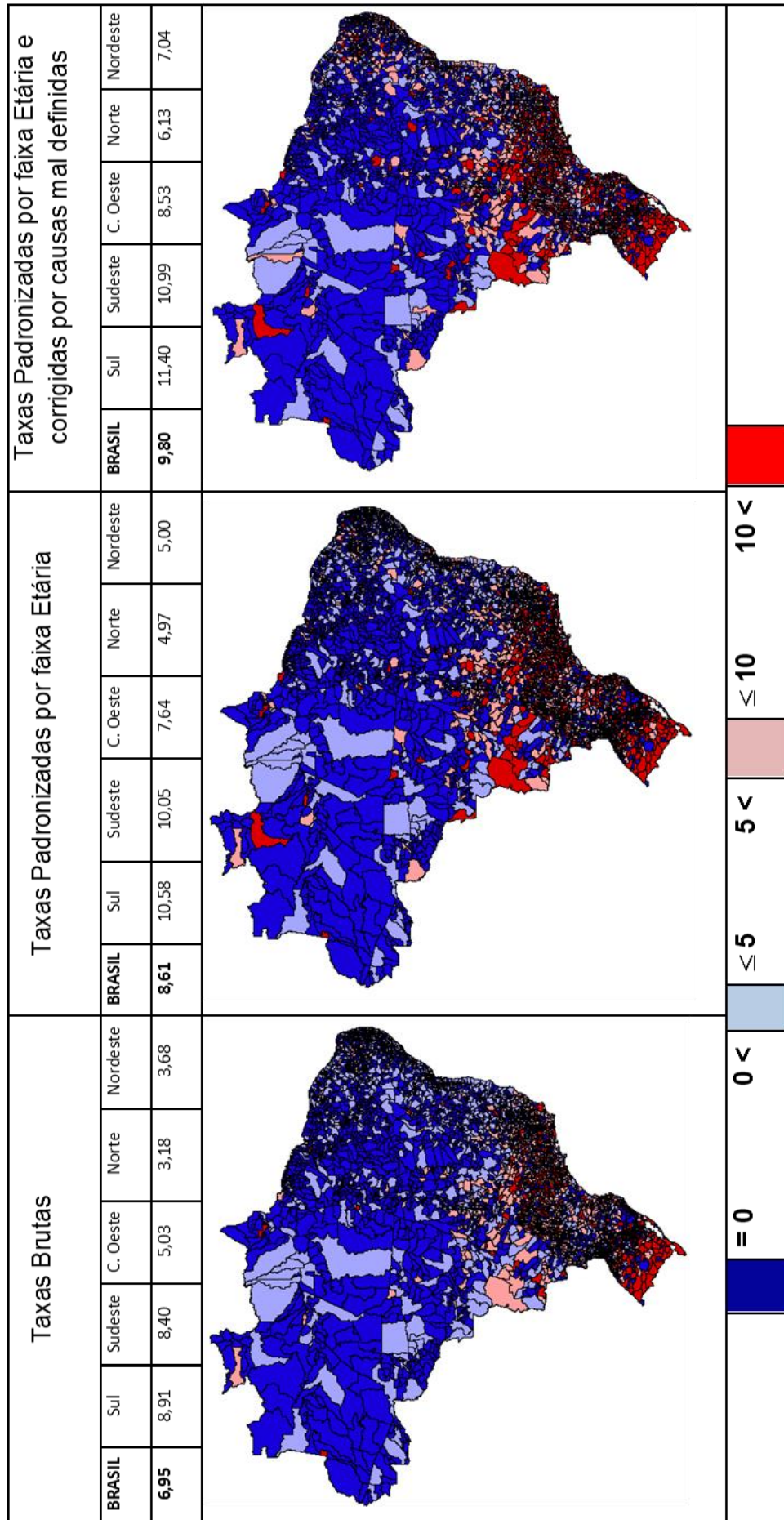
Em média, as taxas corrigidas foram 13,8% maior que as não corrigidas em 1990, 9,9% em 2000, e 4,1% em 2010. Nestes mesmos anos, verificou-se que o crescimento da taxa corrigida de cada região, em relação à respectiva taxa não corrigida, foi menor na região Sul quando comparado às demais regiões (7,7%, 4,3% e 2,6%, respectivamente). O crescimento destas taxas também ficou abaixo da média nacional no Centro Oeste e Sudeste (com exceção do Sudeste em 2010, onde a taxa corrigida foi 5,1% maior que a não corrigida). No caso do Nordeste e do Norte, as taxas corrigidas superaram as não corrigidas em 40,8% e 23,4%, em 1990, 23,4% e 23,1%, em 2000, e 4,6% e 6,5% em 2010, respectivamente.

Apesar disso, a taxa padronizada corrigida diminuiu no período considerado, passando de 9,80, em 1990, para 9,57, em 2000, e 9,55 em 2010. Tanto as taxas com correção para causas mal definidas quanto às sem correção

indicam que, em todos os períodos considerados, as maiores taxas de mortalidade são encontradas na Região Sul, seguida pela região Sudeste. Enquanto isso, as menores taxas foram encontradas na região Norte (Figuras 4, 5 e 6).

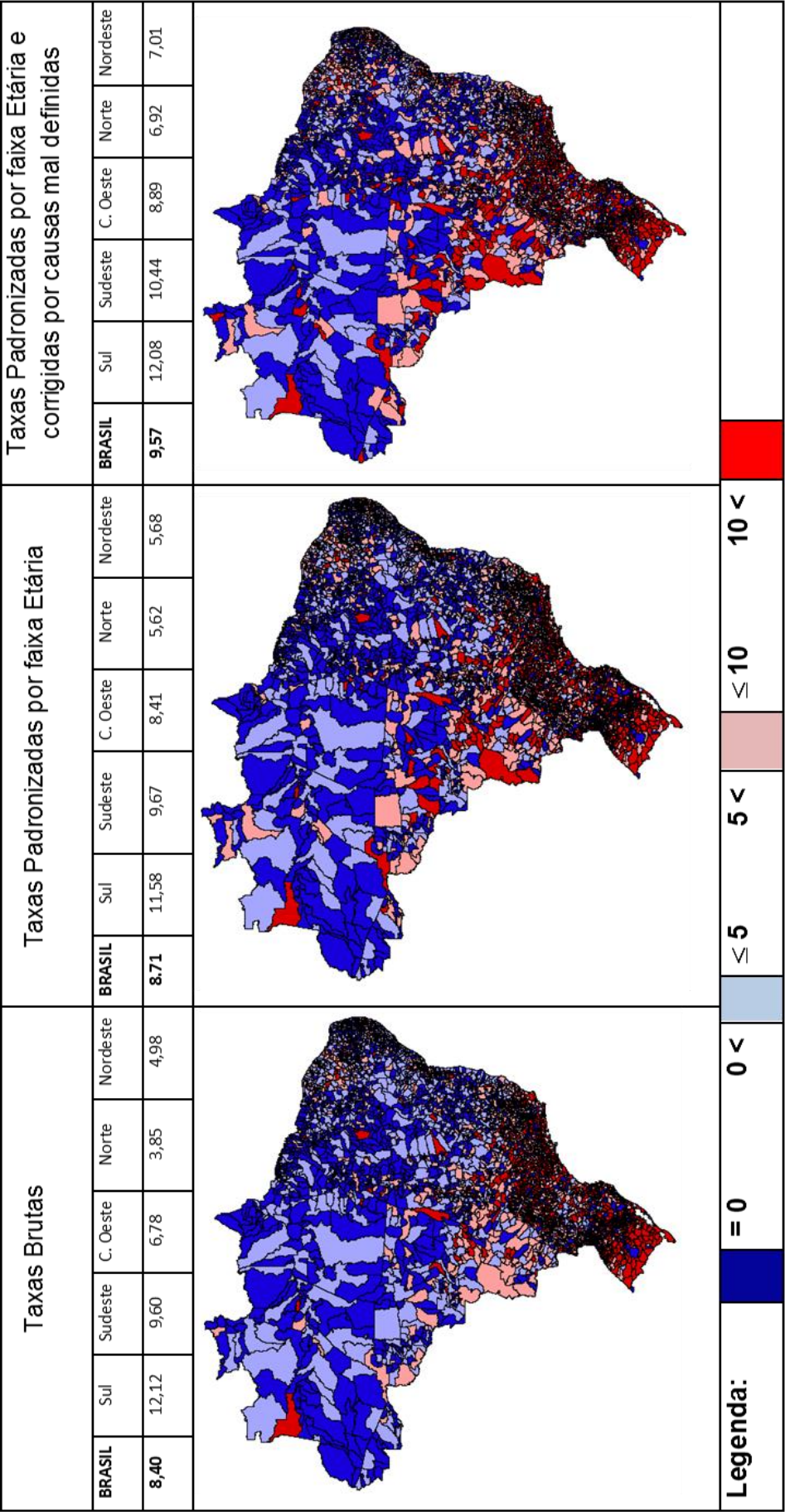
Os dados ainda revelam que a região Sudeste foi a única a reduzir os índices de mortalidade em todos os períodos. A taxa de mortalidade sem correção diminuiu de 10,05, em 1990, para 9,67, em 2000, e 9,58, em 2010. Já a taxa corrigida passou de 10,99 para 10,44 e, posteriormente, 10,07, nos respectivos anos. Na região Sul, as taxas (com e sem correção) aumentaram entre 1990 e 2000 e diminuíram entre 2000 e 2010. No Centro Oeste e Norte, as taxas cresceram em todos os períodos mencionados. No Nordeste, as taxas sem correção também subiram em todos os períodos. Porém, as taxas corrigidas diminuíram entre 1990 e 2000 e voltaram a aumentar entre 2000 e 2010 (Figuras 4, 5 e 6).

Figura 4 – Taxas de Mortalidade por câncer de mama no Brasil - Média Centrada em 1990 (óbitos a cada 100 mil habitantes)



Nota: Número de informações não nulas: 2644.  
 Fonte: Elaboração própria com base no software ArcView.

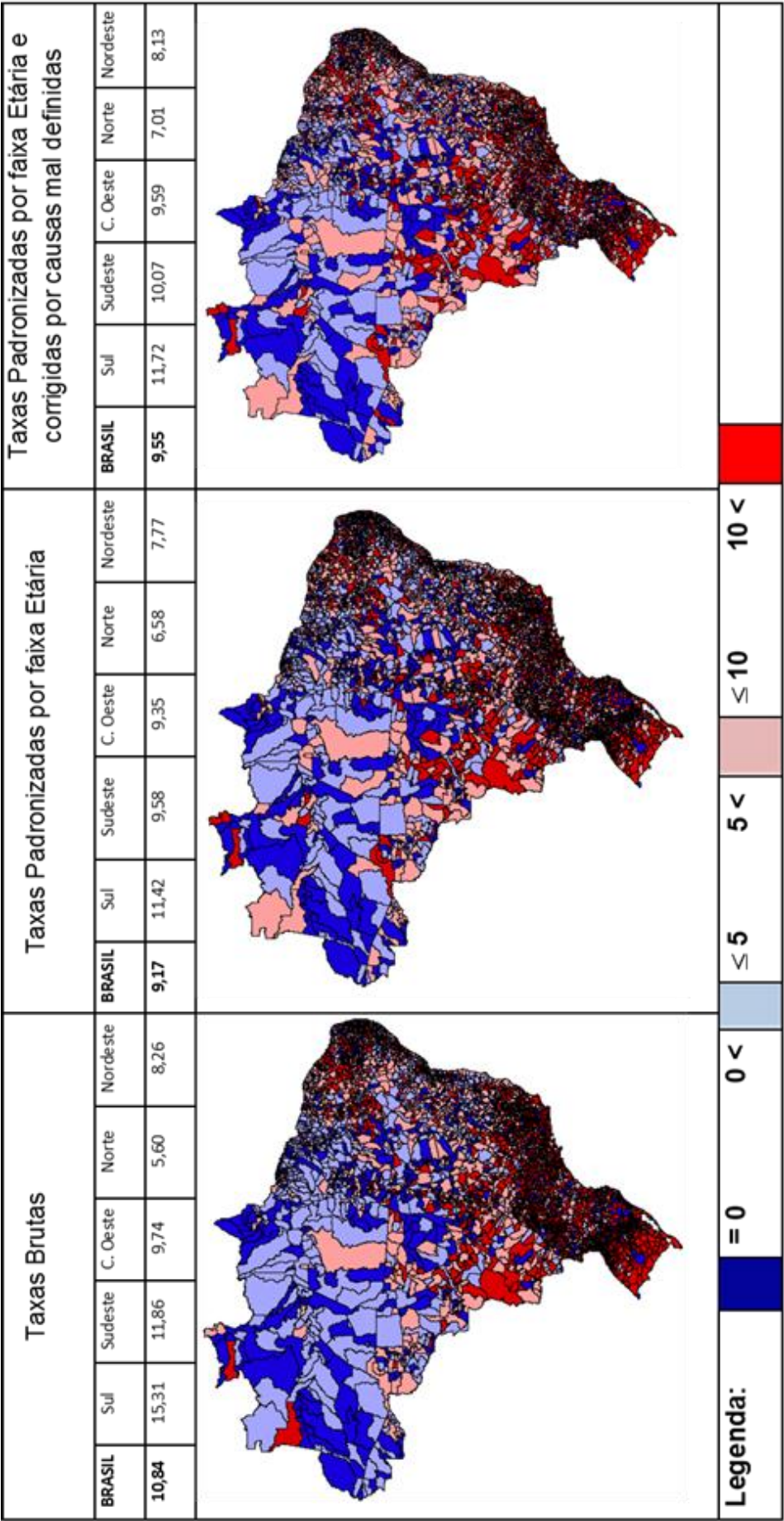
Figura 5 – Taxas de Mortalidade por câncer de mama no Brasil - Média Centrada em 2000 (óbitos a cada 100 mil habitantes)



Nota: Número de informações não nulas:3609.  
Fonte: Elaboração própria com base no software Arc View.



Figura 6 – Taxas de Mortalidade por câncer de mama no Brasil - Média Centrada em 2010 (óbitos a cada 100 mil habitantes)



Nota: Número de informações não nulas: 4683.  
Fonte: Elaboração Própria com base no software ArcView.

## 6.2 ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS

A análise descritiva das variáveis, apresentada na Tabela 2, revelou que a taxa de mortalidade por câncer de mama, padronizada por faixa etária e sem correção por causas mal definidas (MCM<sup>sc</sup>), dos municípios brasileiros foi, em média, igual a 8,86 casos a cada 100 mil mulheres durante o período analisado (médias baseadas nos períodos de 1990, 2000 e 2010).

Tabela 2 – Descrição das variáveis

Dados agrupados via corte transversal (observações: 2311)						Dados agrupados em painel (observações: 2311 * 3 = 6933)					
	Variável	Média	D.P.	Min.	Máx.		Variável	Média	D.P.	Min.	Máx.
Corte Transversal: 1990	MCM <sup>sc</sup>	8,42	5,69	0,26	50,74	Painel: 1990 a 2010	MCM <sup>sc</sup>	8,86	5,20	0,26	50,74
	MCM <sup>co</sup>	9,53	5,88	0,47	50,74		MCM <sup>co</sup>	9,66	5,32	0,43	50,74
	IDHR	0,57	0,09	0,32	0,80		IDHR	0,62	0,09	0,32	0,89
	IDHL	0,68	0,07	0,44	0,80		IDHL	0,75	0,08	0,44	0,89
	IDHE	0,23	0,09	0,02	0,56		IDHE	0,42	0,18	0,02	0,81
	IND	874,06	2356,17	0,01	74216,37		IND	1254,14	2870,97	0,01	74216,37
	FEC	3,20	0,90	1,76	8,29		FEC	2,59	0,81	1,21	8,29
	MJF	2,31	1,45	0,00	9,73		MJF	2,80	1,62	0,00	16,04
	PR/PU	0,92	1,55	0,00	38,63		PR/PU	0,67	1,31	0,00	63,77
	GPS	25,02	23,37	0,00	252,15		GPS	101,30	113,04	0,00	4702,09
	NPS	172,43	176,19	0,00	6434,56		NPS	337,39	328,91	0,00	8351,03
	NES	33,79	25,14	0,00	215,78		NES	45,19	28,35	0,00	303,48
Corte Transversal: 2000	MCM <sup>sc</sup>	8,65	5,29	0,32	40,94	Painel: 1990 a 2010	Dummies Geográficas (DG)				
	MCM <sup>co</sup>	9,47	5,45	0,43	47,32		Sudeste	0,39	n.a.	0	1
	IDHR	0,62	0,08	0,37	0,86		Sul	0,26	n.a.	0	1
	IDHL	0,75	0,06	0,54	0,87		C. Oeste	0,07	n.a.	0	1
	IDHE	0,42	0,11	0,12	0,74		Norte	0,03	n.a.	0	1
	IND	1132,28	2142,78	50,23	40912,96		Nordeste	0,25	n.a.	0	1
	FEC	2,58	0,52	1,56	6,31		TOTAL	1,00			
	MJF	3,36	1,74	0,00	16,04		Dummies de Porte Municipal (DPM)				
	PR/PU	0,63	1,51	0,00	63,77		Até 5	0,06	n.a.	0	1
	GPS	78,91	108,24	0,00	4702,09		5 a10	0,15	n.a.	0	1
	NPS	260,16	307,12	0,00	8351,03		10 a20	0,26	n.a.	0	1
	NES	39,00	23,38	0,00	214,82		20 a50	0,29	n.a.	0	1
Corte Transversal: 2010	MCM <sup>sc</sup>	9,52	4,50	0,75	43,38	Painel: 1990 a 2010	50 a100	0,12	n.a.	0	1
	MCM <sup>co</sup>	9,98	4,53	0,84	43,90		100 a 500	0,10	n.a.	0	1
	IDHR	0,68	0,07	0,50	0,89		500 a 1000	0,01	n.a.	0	1
	IDHL	0,82	0,04	0,68	0,89		>1000	0,01	n.a.	0	1
	IDHE	0,60	0,08	0,33	0,81		TOTAL	1,00			
	IND	1756,07	3765,65	116,91	70961,45		Tendência (TEND)				
	FEC	1,99	0,37	1,21	4,89		Tend. Geral	n.a.	n.a.	1	3
	MJF	2,74	1,49	0,00	12,24		Tend. Sul	n.a.	n.a.	0	3
	PR/PU	0,46	0,57	0,00	5,36		Tend. C. Oeste	n.a.	n.a.	0	3
	GPS	199,97	100,10	0,00	1268,94		Tend. Norte	n.a.	n.a.	0	3
	NPS	579,59	327,71	55,05	3024,09		Tend. Nord.	n.a.	n.a.	0	3
	NES	62,78	27,50	0,00	303,48		Tend. Sud.	n.a.	n.a.	0	3

Nota: n.a. = não se aplica.

Fonte: Elaboração própria do autor com base no *software STATA*.



Já a média da taxa de mortalidade corrigida ( $MCM^{cc}$ ) foi de 9,66 casos a cada 100 mil mulheres no mesmo período. Os dados indicam que a  $MCM^{sc}$  aumentou de 8,42, em 1990, para 8,65, em 2000, e, posteriormente, 9,52, em 2010. Enquanto isso, a  $MCM^{cc}$  diminuiu entre 1990 e 2000, passando de 9,53 para 9,47, e aumentou em 2010, atingindo o valor de 9,98 casos para cada 100 mil mulheres<sup>37</sup>. A menor taxa de mortalidade sem correção por causas mal definidas (0,26) foi verificada no município de Codó (MA) e a maior (50,74) na Flórida (PR), ambas se referem ao período de 1990. Após a correção, verificou-se que a cidade de Paragominas (PA), no ano de 2000, apresentou a menor taxa (0,43), enquanto a maior permanecia na Flórida (PR), em 1990 (Tabela 2).

Uma vez que os Índices de Desenvolvimento Humano (IDH) variam entre 0 e 1, sendo 1 a melhor classificação possível, verificou-se uma melhora dos três índices (IDHR, IDHL, IDHE) em todos os períodos. Com destaque para o índice associado à educação, IDHE, que passou de 0,23, em 1990, para 0,60 em 2010. O menor IDHR (0,32) foi encontrado na cidade de Ruy Barbosa (BA), em 1990, enquanto o maior (0,89) foi verificado no município de São Caetano do Sul (SP), em 2010 (Tabela 2).

A variável IND, que mensura o valor da produção industrial per capita de cada município (avaliada a preços do ano 2000), indicou que, em média, cada município produziu equivalente a 1254,14 Reais per capita. Este valor também cresceu durante os períodos analisados. Com relação à Taxa de Fecundidade (FEC), notou-se que ela diminuiu de 3,20, em 1990, para apenas 1,99, em 2010. Os dados indicam que a cidade de Gurupá (PA), em 1990, foi responsável pela maior taxa de fecundidade (8.29). Já o município de Vista Gaúcha (RS), em 2010, apresentou a menor (1.21). O percentual de mulheres jovens (menores de 18 anos) com filhos (MJF) cresceu de 2,31%, em 1990, para 3,36%, em 2000. Posteriormente, em 2010, este percentual retrocedeu para 2,74%.

Os resultados da Tabela 2 indicam ainda que a proporção de pessoas que vivem em áreas rurais (PR/PU) diminuiu. Neste caso, a cidade com a maior proporção de população rural (63.77%) foi Paço do Lumiar (MA), no ano de 2000. Em média, verificou-se que o gasto público com saúde (GPS), avaliado em R\$ de

---

<sup>37</sup> É importante lembrar que os resultados da Tabela 2 referem-se a um painel balanceado. Logo, consideram apenas os municípios com informações completas sobre a mortalidade por câncer de mama e as demais variáveis explicativas. Isto explica a diferença entre as médias desta tabela e as obtidas nas Figuras 4, 5 e 6.

2000, foi igual a R\$ 101,30 per capita no período. Além disso, o número médio de profissionais de saúde com ensino superior (NPS) foi de pouco mais de 337 para cada 100 mil habitantes, enquanto o número de estabelecimento de saúde (NES) ficou em torno de 45. Tanto o GPS, quanto o NPS e o NES aumentaram nos períodos considerados.

As médias relacionadas às *dummies* geográficas (DG) e às de porte municipal (DPM), apresentadas na Tabela 2, indicam a proporção de municípios pertencentes a cada categoria. Por exemplo, é possível dizer que 39% dos municípios considerados pertencem à região Sudeste e que aproximadamente 29% deles têm entre 20 e 50 mil habitantes. No que se refere às variáveis de tendência (TEND), tem-se que seus valores são iguais a 1 (em 1990), 2 (em 2000) e 3 (em 2010). No caso da tendência associada às regiões, os valores mencionados são atribuídos apenas aos municípios da região analisada (para os demais, atribui-se o valor zero).

### 6.3 ANÁLISE DOS RESULTADOS DOS MODELOS DE REGRESSÃO

Os resultados dos modelos sem correção para causas mal definidas, apresentados na Tabela 3, considerando apenas variáveis discretas (*dummies* e tendência), revelam que há uma diferença regional significativa no que se refere à taxa de mortalidade por câncer de mama no Brasil. De modo geral, os Modelos (a), (b), (c) e (d) indicaram que, em qualquer período considerado, as maiores taxas de mortalidade são significativamente maiores na região Sul (mais rica) e menores no Norte (mais pobre). É importante destacar que, uma vez que a região Sudeste foi utilizada como referência (omitida), tem-se que sua taxa de mortalidade é igual à constante do modelo. Em outras palavras, a taxa do Sudeste, segundo o modelo (d), seria 9,71. Já a do Sul seria  $9.71 + 1.27 = 10.98$ . Deste modo, conclui-se que as regiões Norte, Nordeste e Centro Oeste apresentaram as menores taxas, respectivamente.

A inclusão de uma variável de tendência, Modelo (e), indicou um aumento significativo na taxa de mortalidade no período de 1990 a 2010. De acordo com o Modelo (f), as regiões Nordeste (1,62), Centro Oeste (0,99) e Norte (0,96) foram as

grandes responsáveis por este crescimento (Tabela 3). Verificou-se ainda um pequeno crescimento na região Sul (0,33) e uma estabilidade no Sudeste (onde o valor obtido não foi significativo). Vale ressaltar que os resultados associados à tendência geral e regional, obtidos na Tabela 3, são coerentes com os dados apresentados nas Figuras 4, 5 e 6.

Ainda na Tabela 3, a análise das *dummies* de porte municipal, nos modelos (g), (h) (i) e (j), indica que, independente do período analisado, as menores taxas de mortalidade são encontradas em cidades com 20 a 50 mil habitantes. Já as maiores ocorreriam nos municípios com mais de 1 milhão de habitantes (2,51), segundo o modelo (j). Taxas elevadas também foram verificadas nos municípios com população entre 500 mil e 1 milhão<sup>38</sup> e naqueles onde a população não chega a 5 mil (referência).

A inclusão conjunta das variáveis de porte municipal, região e tendência, nos Modelos (k) e (l) da Tabela 3, afetaram a magnitude dos coeficientes. Porém, a ordenação da maioria dos resultados se manteve<sup>39</sup>. Portanto, presume-se que as análises anteriormente efetuadas permaneceram válidas.

Os modelos com correção para causas mal definidas (Tabela 4), indicaram diferenças regionais, associadas à mortalidade por câncer de mama, semelhantes às encontradas na Tabela 3. De modo geral, o Sul apresentou as maiores taxas de mortalidade, seguido pelo Sudeste, Centro Oeste, Nordeste e Norte, respectivamente.

A variável de tendência, apresentada na Tabela 4, Modelo (e), também indicou um aumento significativo na taxa de mortalidade no período analisado. As regiões Nordeste (0,97) e Centro Oeste (0,73) teriam sido as principais responsáveis por este crescimento.

Diferentemente da Tabela 3, a tendência de crescimento para a região Norte não foi significativa na Tabela 4. Além disso, a correção por causas mal

---

<sup>38</sup> Como esta variável não foi significativa, não se pode afirmar que existe diferença entre os municípios com menos de 5 mil habitantes (referência) e aqueles com população entre 500 mil e 1 milhão.

<sup>39</sup> A exceção refere-se ao porte municipal. Por uma pequena diferença nos coeficientes de p.10-20 e p.20-50, os modelos (k) e (l) indicaram que as cidades com menor índice de mortalidade seriam àquelas com 10 a 20 mil habitantes, ao invés dos municípios com 20 a 50 mil habitantes, conforme havia sido sugerido no modelo (j). Contudo, a proximidade entre estes coeficientes (-3.374 e -3.345) sugere que, na realidade, as menores taxas seriam encontradas nos municípios com 10 a 50 mil habitantes.

definidas revelou uma tendência negativa e significativa associada à região Sudeste (-0,30).

Assim como na Tabela 3, a análise das dummies de porte municipal para a taxa de mortalidade corrigida por causas mal definidas (Tabela 4) também indicou que as menores taxas são encontradas em cidades com 20 a 50 mil habitantes.

A Tabela 4 ainda revela que as maiores taxas ocorreriam nos municípios com mais de 1 milhão de habitantes (modelo j). Taxas elevadas também foram verificadas nos municípios com população entre 500 mil e 1 milhão e naqueles onde a população não chega a 5 mil. A inclusão conjunta das variáveis de porte municipal, região e tendência, nos Modelos (k) e (l), não alterou a ordenação dos resultados.

Tabela 3 – Modelos sem correção para óbitos por causas mal definidas, considerando apenas variáveis discretas

Variável Dependente: <i>MCM<sup>®</sup></i>	Apenas Região				Região e Tendência		Apenas Porte Municipal				Porte, Região e Tendência	
	(a) 1990	(b) 2000	(c) 2010	(d) Painel	(e) Painel	(f) Painel	(g) 1990	(h) 2000	(i) 2010	(j) Painel	(k) Painel	(l) Painel
Sul	0,707**	1,497***	1,596***	1,267***	1,267***	0,378					1,314***	0,425
C. Oeste	-2,861***	-2,361***	-0,661	-1,961***	-1,961***	-4,162***					-1,712***	-3,913***
Norte	-5,587***	-5,404***	-3,438***	-4,809***	-4,809***	-6,958***					-5,023***	-7,172***
Nord.	-4,998***	-4,363***	-1,533***	-3,631***	-3,631***	-7,097***					-3,429***	-6,895***
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido					Omitido	Omitido
Tend. Geral					0,548***						0,548***	
Tend. Sul					0,335*							0,335*
Tend. C.Oeste					0,990***							0,990***
Tend. Norte					0,964*							0,964*
Tend. Nord.					1,623***							1,623***
Tend. Sud.					-0,110							-0,110
p < 5							Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
p. 5-10							-3,539***	-1,777***	-2,617***	-2,644***	-2,499***	-2,499***
p. 10-20							-5,145***	-3,767***	-2,926***	-3,946***	-3,374***	-3,374***
p. 20-50							-6,129***	-4,289***	-3,067***	-4,495***	-3,345***	-3,345***
p. 50-100							-5,783***	-3,736***	-2,436***	-3,985***	-2,573***	-2,573***
p. 100-500							-3,569***	-1,196*	-0,418	-1,728***	-0,826**	-0,826**
p. 500-1000							-0,874	0,534	1,865	0,508	1,783**	1,783**
p > 1000							1,950	3,016*	2,558*	2,508**	4,050***	4,050***
Constante	9,845***	9,663***	9,625***	9,711***	8,615***	9,931***	13,116***	11,682***	11,868***	12,222***	11,114***	12,431***
Obs.	2311	2311	2311	6933	6933	6933	2311	2311	2311	6933	6933	6933
R <sup>2</sup>	0,18	0,20	0,08	0,14	0,15	0,16	0,09	0,08	0,06	0,07	0,21	0,22
AIC	14143,21	13757,82	13327,02	41468,21	41409,97	41318,56	14387,32	14085,98	13371,28	42045,35	40951,98	40853,51
BIC	14171,94	13786,55	13355,75	41502,43	41451,03	41387,00	14433,29	14131,94	13417,24	42100,10	41040,95	40969,86
Posto	5	5	5	5	6	10	8	8	8	8	13	17

Notas: 1) \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ;

2) Os modelos em Painel foram estimados via *Pooled Ordinary Least Squares* (POLS).

Tabela 4 – Modelos com correção para óbitos por causas mal definidas, considerando apenas variáveis discretas

Variável Dependente: MCM <sub>cc</sub>	Apenas Região				Região e Tendência		Apenas Porte Municipal				Porte, Região e Tendência	
	(a) 1990	(b) 2000	(c) 2010	(d) Painel	(e) Painel	(f) Painel	(g) 1990	(h) 2000	(i) 2010	(j) Painel	(k) Painel	(l) Painel
Sul	0,665*	1,170***	1,459***	1,098***	1,098***	0,304					1,117***	0,322
C. Oeste	-2,948***	-2,720***	-0,880*	-2,183***	-2,183***	-4,250***					-1,917***	-3,984***
Norte	-5,036***	-4,766***	-2,990***	-4,264***	-4,264***	-6,311***					-4,420***	-6,467***
Nord.	-3,862***	-3,685***	-1,328***	-2,958***	-2,958***	-5,493***					-2,718***	-5,252***
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido					Omitido	Omitido
Tend. Geral					0,221**						0,221**	
Tend. Sul					0,096							0,096
Tend. C. Oeste					0,732**							0,732**
Tend. Norte					0,722							0,722
Tend. Nord.					0,966***							0,966***
Tend. Sud.					-0,302*							-0,302**
p < 5							Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
p. 5-10							-3,523***	-2,580***	-2,686***	-2,929***	-2,802***	-2,802***
p. 10-20							-4,827***	-4,538***	-2,941***	-4,102***	-3,622***	-3,622***
p. 20-50							-6,044***	-5,061***	-3,083***	-4,730***	-3,769***	-3,769***
p. 50-100							-5,738***	-4,530***	-2,397***	-4,222***	-3,059***	-3,059***
p. 100-500							-3,723***	-1,859***	-0,318	-1,967***	-1,209***	-1,209***
p. 500-1000							-1,271	0,094	1,724	0,182	1,215	1,215
p > 1000							1,353	2,000	2,355*	1,903*	3,222***	3,222***
Constante	10,671***	10,410***	10,067***	10,383***	9,941***	10,986***	14,135***	13,224***	12,331***	13,230***	12,776***	13,821***
Obs.	2311	2311	2311	6933	6933	6933	2311	2311	2311	6933	6933	6933
R <sup>2</sup>	0,11	0,14	0,06	0,10	0,10	0,11	0,08	0,09	0,06	0,07	0,16	0,16
AIC	14478,22	14072,56	13405,35	42139,75	42132,92	42090,85	14570,48	14208,37	13407,51	42374,40	41708,71	41663,36
BIC	14506,95	14101,28	13434,07	42173,97	42173,98	42159,29	14616,45	14254,34	13453,48	42429,15	41797,69	41779,71
Posto	5	5	5	5	6	10	8	8	8	8	13	17

Notas: 1) \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ;

2) Os modelos em Painel foram estimados via *Pooled Ordinary Least Squares* (POLS).

Cabe destacar que os resultados das Tabelas 3 e 4 não consideram as especificidades de cada município (isto é: aspectos sociais, econômicos, demográficos, culturais, etc.). Logo, visando controlar algumas características municipais que, em tese, estariam associadas à taxa de mortalidade por câncer de mama (MCM), foram consideradas as seguintes variáveis contínuas: IDH renda (IDHR); IDH longevidade (IDHL); IDH educação (IDHE); Produção Industrial (IND); Taxa de Fecundidade (FEC); Percentual de mulheres jovens, menores de 18 anos, com filhos (MJF); Percentual da população rural frente à urbana (PR/PU); Gastos públicos em saúde (GPS); Número de estabelecimentos de saúde (NES); Número de profissionais de saúde (NPS).

Como algumas destas variáveis apresentam forte correlação entre si (Tabela 5), buscou-se verificar se isto poderia gerar o problema da multicolinearidade nas estimações realizadas neste trabalho.<sup>40</sup> Segundo, Chatterjee e Hadi (2006), os principais mecanismos de detecção deste fenômeno estão associados ao “fator de inflação da variância” (*vector inflation factor* - VIF).<sup>41</sup> De modo geral, os autores sugerem a existência de problemas quando a média dos VIFs é consideravelmente superior a 1 e/ou quando os VIFs individuais são maiores que 10. A Tabela 14 (Apêndice B) revela que os VIFs individuais das variáveis em coorte transversal e em painel jamais ultrapassam o valor de 6. Em média, os VIFs foram, respectivamente, 2.10, 2.15, 2.24 e 2.77 (sendo o último para painel). Portanto, não existem fortes indícios de multicolinearidade que inviabilizem as estimações.<sup>42</sup>

A Tabela 5 também revela que as variáveis explicativas possuem maior correlação com a taxa de mortalidade sem correção para causas mal definidas (MCM<sup>sc</sup>) do que com a taxa corrigida (MCM<sup>cc</sup>). Apesar disso, verifica-se que, conforme havia sido proposto pela literatura (seção 2.3), ambas as taxas apresentam correlação positiva com IDHR, IDHL, IND e negativa com FEC e MJF.

<sup>40</sup> Nome dado ao problema causado pela presença de relação linear aproximada entre as variáveis independentes. Segundo Greene (2002), os principais efeitos da multicolinearidade são: 1) Pequenas mudanças nos dados podem produzir grandes variações nos parâmetros estimados; 2) Coeficientes estimados com erros padrão elevados e baixos níveis de significância, mesmo com elevado grau de ajuste da regressão ( $R^2$ ); 3) Os coeficientes podem apresentar sinal enganosos e magnitudes irreais.

<sup>41</sup>  $VIF = 1/(1-R_k^2)$ , onde o  $R_k^2$  representa o  $R^2$  tradicional oriundo da estimação da variável explicativa “k” contra as demais variáveis explicativas. Portanto, o VIF mede o quanto a variável “k” está associada às demais variáveis explicativas (GREENE, 2002).

<sup>42</sup> Ainda que este problema tivesse sido identificado, Greene (2002) revela que a retirada das variáveis causadoras deste fenômeno (quando elas são relevantes ao modelo) poderia causar um outro problema conhecido como “omissão de variável relevante”, que pode ser ainda mais danoso que a multicolinearidade, uma vez que enviesaria os coeficientes das variáveis remanescentes no modelo.

Tabela 5 – Correlação entre as variáveis contínuas (inclusive variável dependente)

	MCM <sup>sc</sup>	MCM <sup>cc</sup>	IDHR	IDHL	IDHE	IND	FEC	MJF	PR/PU	GPS	NPS	NES
<b>MCM<sup>sc</sup></b>	1,00											
<b>MCM<sup>cc</sup></b>	0,93	1,00										
<b>IDHR</b>	0,38	0,32	1,00									
<b>IDHL</b>	0,32	0,26	0,84	1,00								
<b>IDHE</b>	0,28	0,22	0,81	0,87	1,00							
<b>IND</b>	0,12	0,09	0,26	0,21	0,22	1,00						
<b>FEC</b>	-0,32	-0,25	-0,75	-0,79	-0,78	-0,18	1,00					
<b>MJF</b>	-0,09	-0,09	-0,05	-0,04	-0,01	-0,02	0,08	1,00				
<b>PR/PU</b>	-0,12	-0,10	-0,34	-0,23	-0,28	-0,11	0,25	-0,07	1,00			
<b>GPS</b>	0,16	0,11	0,46	0,53	0,62	0,25	-0,45	-0,01	-0,12	1,00		
<b>NPS</b>	0,21	0,17	0,54	0,52	0,61	0,19	-0,49	-0,08	-0,18	0,48	1,00	
<b>NES</b>	0,08	0,06	0,19	0,33	0,35	0,00	-0,32	-0,10	0,04	0,34	0,41	1,00

Nota: Valores referentes ao período de 1990 a 2010.

Fonte: Elaboração própria com base no *software* STATA.

Já as variáveis IDHE, PR/PU, GPS, NPS e NES, ainda na Tabela 5, apresentaram correlação contrária à esperada (ver Quadro A.1). Apesar disso, é precipitado dizer que o efeito destas variáveis é contrário ao esperado. Uma vez que a correlação revela apenas a associação entre duas variáveis, sem considerar a influência das demais, é possível que os sinais associados às variáveis mencionadas se alterem após a inclusão de outras variáveis.

Os sinais das estimações para a taxa de mortalidade sem correção por causas mal definidas, apresentadas na Tabela 6, com apenas uma variável explicativa contínua (modelos univariados), são semelhantes aos da primeira coluna da Tabela 5. Isto porque, ambas as análises consideram apenas a relação entre *MCM* e mais uma única variável.

Entretanto, a Tabela 6 permite analisar, dentre outras coisas, o efeito e a significância de cada variável em diferentes períodos. Os resultados indicaram, por exemplo, que o efeito da produção industrial (IND), da renda (IDHR), da longevidade (IDHL) e da educação (IDHE) sobre a mortalidade por câncer de mama sem correção por causas mal definidas no Brasil (MCM<sup>sc</sup>) seria maior em 2000



(coeficientes iguais a 0.42, 29.06, 38.80 e 21.05, respectivamente) e menor em 2010 (0,10; 19,17; 28,21 e 14,36, na mesma ordem).

Outro aspecto relevante da Tabela 6 refere-se ao uso dos dados em painel a fim de verificar se fatores não observados (invariáveis no tempo, como: cultura, localização, clima, etc.) estariam influenciando os resultados das estimações.

Note que, na maioria dos casos, as estimações via POLS e RE apresentam coeficientes bem distintos dos obtidos nos modelos de Efeitos Fixos (FE). O fato é que o processo de estimação via FE envolve a eliminação destes efeitos não observados. Assim, caso o modelo FE altere significativamente os coeficientes obtidos via efeitos aleatórios (RE), o teste de Hausman (1978) o indicará como preferível ao RE.

Dentre as variáveis testadas na Tabela 6, apenas o número de estabelecimentos de saúde (NES) parece não ser afetado por efeitos não observados. Para todas as demais variáveis, estes efeitos causariam viés nas estimações. Por exemplo, o efeito da renda cai consideravelmente quando estes efeitos são eliminados (diminuindo de 19.25, no modelo RE, para 9.96, no modelo FE).

Embora o sinal associado às variáveis explicativas tenha se mantido nas Tabelas 6 e 7, tanto a magnitude quanto a significância dos coeficientes estimados para a taxa de mortalidade com correção por causas mal definidas,  $MCM^{cc}$ , apresentados na Tabela 7, se mostraram (na maioria dos casos) inferiores aos da Tabela 6 (que contém taxas de mortalidade sem correção para causas mal definidas).

De modo geral, verificou-se que as variáveis PR/PU, GPS e NPS deixaram de ser significativas na Tabela 7 (modelo FE), quando comparadas às mesmas estimações da Tabela 6. Tal resultado é coerente com a correlação menos intensa entre  $MCM^{cc}$  e as demais variáveis explicativas, apresentada na Tabela 5.

Ainda sobre a Tabela 7, verificou-se que, assim como na Tabela 6, o número de estabelecimentos de saúde (NES) foi a única variável não afetada por efeitos não observados, segundo o teste de Hausman (1978), considerando um nível de significância de 5%.

Tabela 6 – Estimativas de Modelos Univariados sem correção para óbitos por causas mal definidas (apenas variáveis explicativas contínuas)

Var. Dep. MCM <sup>sc</sup>	Corte Transversal (Obs: 2311)				Painel (Obs: 6933)				Var. Dep. MCM <sup>sc</sup>	Corte Transversal (Obs: 2311)				Painel (Obs: 6933)			
	1990	2000	2010	POLS	RE	FE	1990	2000		2010	POLS	RE	FE				
IDHR	28,097***	29,056***	19,170***	21,682***	19,253***	9,960***				MJG	-0,113	-0,388***	-0,378***	-0,277***	-0,132***	0,067	
CTE.	-7,467***	-9,458***	-3,557***	-4,657***	-3,142***	2,653***				CTE.	8,685***	9,953***	10,556***	9,641***	9,236***	8,678***	
R2	0,18	0,20	0,09	0,15	0,15	0,15				R2	0,00	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	
AIC	14141,90	13752,23	13305,98	41447,07		36764,00				AIC	14593,42	14223,04	13474,67	42493,87		36912,03	
BIC	14153,39	13763,72	13317,47	41460,76		36777,69				BIC	14604,91	14234,53	13486,16	42507,56		36925,72	
IDHL	34,648***	38,803***	28,210***	20,778***	16,644***	8,776***				PR/PU	-0,444***	-0,342***	-1,368***	-0,494***	-0,412***	-0,226**	
CTE.	-14,989***	-20,456***	-13,591***	-6,684***	-3,591***	2,297***				CTE.	8,834***	8,866***	10,149***	9,197***	9,141***	9,016***	
R2	0,18	0,17	0,06	0,11	0,11	0,11				R2	0,01	0,01	0,03	0,02	0,02	0,02	
AIC	14145,59	13816,84	13367,60	41772,85		36743,69				AIC	14561,21	14238,69	13441,51	42438,46		36899,94	
BIC	14157,08	13828,33	13379,09	41786,53		36757,38				BIC	14572,71	14250,19	13453,00	42452,14		36913,63	
IDHE	27,229***	21,047***	14,362***	8,083***	6,149***	3,044***				GPS	5,008***	0,705***	0,647***	0,725***	0,492***	0,247***	
CTE.	2,136***	-0,162	0,876	5,493***	6,300***	7,595***				CTE.	7,171***	8,094***	8,227***	8,131***	8,366***	8,615***	
R2	0,17	0,20	0,07	0,08	0,08	0,08				R2	0,04	0,02	0,02	0,02	0,02	0,02	
AIC	14161,44	13733,86	13342,38	41988,32		36787,33				AIC	14495,35	14212,29	13462,94	42371,93		36882,04	
BIC	14172,93	13745,35	13353,88	42002,01		36801,02				BIC	14506,85	14223,78	13474,43	42385,62		36895,73	
IND	0,293***	0,424***	0,102***	0,224***	0,163***	0,038				NPS	0,578***	0,311***	0,317***	0,327***	0,226***	0,083***	
CTE.	8,168***	8,170***	9,341***	8,584***	8,660***	8,817***				CTE.	7,428***	7,842***	7,684***	7,762***	8,103***	8,585***	
R2	0,01	0,03	0,01	0,02	0,02	0,02				R2	0,03	0,03	0,05	0,04	0,04	0,04	
AIC	14561,00	14191,66	13494,31	42438,90		36913,08				AIC	14520,06	14184,30	13384,80	42243,48		36889,27	
BIC	14572,49	14203,15	13505,80	42452,59		36926,77				BIC	14531,55	14195,79	13396,29	42257,17		36902,96	
FEC	-2,430***	-3,416***	-3,130***	-2,047***	-1,646***	-0,891***				NES	1,243**	0,449	1,001**	1,483***	1,481***	1,478***	
CTE.	16,192***	17,460***	15,753***	14,165***	13,127***	11,172***				CTE.	8,004***	8,475***	8,892***	8,195***	8,196***	8,197***	
R2	0,15	0,11	0,07	0,10	0,10	0,10				R2	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	
AIC	14224,61	13981,76	13354,59	41811,90		36751,47				AIC	14588,35	14259,92	13502,69	42500,55		36872,32	
BIC	14236,11	13993,25	13366,08	41825,59		36765,16				BIC	14599,84	14271,41	13514,18	42514,24		36886,00	

Notas: 1) \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ;

2) O teste de Hausman (1978) indicou que os modelos FE são preferíveis ao RE, a 1% de significância, para todas as variáveis, exceto NES (onde: Prob. >  $\chi^2 = 0,987$ ).

Fonte: Elaboração própria do autor com base no software STATA.

Tabela 7 – Estimações de Modelos Univariados com correção para óbitos por causas mal definidas (apenas variáveis explicativas contínuas)

Var. Dep. MCM <sup>cc</sup>	Corte Transversal (Obs.: 2311)				Painel (Obs.: 6933)				Var. Dep. MCM <sup>cc</sup>	Corte Transversal (Obs.: 2311)				Painel (Obs.: 6933)			
	1990	2000	2010	POLS	RE	FE		1990		2000	2010	POLS	RE	FE			
IDR	23,301***	27,340***	19,918***	18,486***	15,776***	4,466***		MJG		-0,124	-0,379***	-0,344***	-0,282***	-0,163***	0,025		
CTE.	-3,644***	-7,564***	-3,611***	-1,867***	-0,177	6,877***		CTE.		9,820***	10,745***	10,918***	10,451***	10,119***	9,593***		
R <sup>2</sup>	0,11	0,16	0,09	0,10	0,10	0,10		R <sup>2</sup>		0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01		
AIC	14484,82	13987,32	13330,31	42116,00		37512,65		AIC		14744,38	14368,83	13519,23	42809,04		37539,80		
BIC	14476,31	13998,81	13341,80	42129,69		37526,33		BIC		14755,87	14380,32	13530,72	42822,73		37553,49		
IDHL	29,084***	36,950***	29,587***	16,882***	12,792***	4,134***		PR/PU		-0,342***	-0,318***	-1,510***	-0,415***	-0,321***	-0,080		
CTE.	-10,119***	-18,242***	-14,263***	-2,972***	0,089	6,568***		CTE.		9,850***	9,675***	10,670***	9,940***	9,877***	9,715***		
R <sup>2</sup>	0,12	0,15	0,07	0,07	0,07	0,07		R <sup>2</sup>		0,01	0,01	0,04	0,01	0,01	0,01		
AIC	14459,74	14029,62	13393,08	42382,96		37505,73		AIC		14727,68	14384,67	13465,08	42788,26		37538,44		
BIC	14471,23	14041,11	13404,57	42396,65		37519,42		BIC		14739,17	14396,16	13476,57	42801,94		37552,13		
IDHE	23,595***	20,273***	14,787***	6,464***	4,637***	1,400***		GPS		4,379***	0,0673***	0,559***	0,531***	0,320***	0,069		
CTE.	4,086***	0,986*	1,076	6,965***	7,727***	9,078***		CTE.		8,439***	8,943***	8,858***	9,123***	9,338***	9,592***		
R <sup>2</sup>	0,12	0,18	0,07	0,05	0,05	0,05		R <sup>2</sup>		0,03	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01		
AIC	14450,09	13949,88	13372,53	42525,12		37515,65		AIC		14675,38	14361,06	13513,55	42771,68		37537,85		
BIC	14461,58	13961,37	13384,03	42538,81		37529,34		BIC		14686,87	14372,55	13525,04	42785,37		37551,54		
IND	0,237***	0,352***	0,081**	0,174***	0,122***	0,000		NPS		0,491***	0,319***	0,324***	0,281***	0,185***	0,029		
CTE.	9,328***	9,076***	9,834***	9,443***	9,509***	9,661***		CTE.		8,689***	8,645***	8,100***	8,714***	9,039***	9,564***		
R <sup>2</sup>	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01		R <sup>2</sup>		0,02	0,03	0,05	0,03	0,03	0,03		
AIC	14725,62	14358,09	13538,60	42799,14		37540,23		AIC		14696,00	14327,00	13419,06	42648,30		37537,34		
BIC	14737,11	14369,58	13550,09	42812,83		37553,92		BIC		14707,49	14338,49	13430,55	42661,99		37551,02		
FEC	-2,056***	-3,212***	-3,066***	-1,655***	-1,247***	-0,374***		NES		1,507**	0,463	0,825*	1,096***	0,934***	0,642*		
CTE.	16,106***	17,759***	16,081***	13,948***	12,890***	10,630***		CTE.		9,025***	9,294***	9,458***	9,166***	9,239***	9,372***		
R <sup>2</sup>	0,10	0,09	0,06	0,06	0,06	0,06		R <sup>2</sup>		0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00		
AIC	14504,67	14172,98	13401,38	42410,90		37514,11		AIC		14736,92	14401,74	13543,25	42836,87		37532,81		
BIC	14516,16	14184,47	13412,88	42424,58		37527,80		BIC		14748,41	14413,23	13554,74	42850,56		37546,50		

Notas: 1) \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ;

2) O teste de Hausman (1978) indicou que os modelos FE são preferíveis ao RE, a 1% de significância, para todas as variáveis, exceto NES (onde:  $Prob. > \chi^2 = 0,096$ ).

Fonte: Elaboração própria do autor com base no *software* STATA.

As estimações da Tabela 8, contendo todas as variáveis explicativas contínuas, revelam que diversas variáveis, que haviam sido significativas nas Tabelas 8 e 9, deixaram de sê-lo. É importante mencionar que isto não significa que estas variáveis deixaram de afetar a mortalidade por câncer de mama. Na realidade, é possível que outra variável (significativa no modelo) já esteja captando o efeito destas variáveis<sup>43</sup>.

Além disso, a eliminação dos efeitos não observados, via efeitos fixos, se mostrou a opção mais ajustada, segundo o teste de Hausman (1978), tanto para o modelo sem correção por causas mal definidas quanto para o modelo corrigido (Modelos "f" e "l" da Tabela 8, respectivamente) e permitiu uma análise mais robusta da que havia sido feita nas Tabelas 6 e 7.

Ainda sobre a Tabela 8, os resultados dos modelos de efeitos fixos (f) e (l) indicam que há uma associação positiva e significativa da renda (IDHR) e da longevidade (IDHL) com a mortalidade por câncer de mama sem correção para causas mal definidas ( $MCM^{sc}$ ). Enquanto isso, a educação (IDHE), a taxa de fecundidade (FEC) e os gastos públicos em saúde (GPS) apresentariam relação negativa e significativa (Modelo "f").

No caso da Taxa corrigida ( $MCM^{cc}$ ), os resultados apresentados no Modelo (l) foram mais parcimoniosos e indicaram que apenas o IDHL e o GPS afetariam, de forma significativa, a taxa de mortalidade por câncer de mama (Tabela 8).

A Tabela 9 revela que a inclusão das variáveis contínuas afetou as taxas de mortalidade associadas às regiões. No caso da taxa sem correção ( $MCM^{sc}$ ), verificou-se que, com exceção do coeficiente obtido para a região Sul em 2000 [Modelo (b), Tabela 9], todos os demais valores ficaram mais próximos de zero após a inclusão das variáveis contínuas (ou seja, quando comparados aos respectivos modelos da Tabela 3). Em alguns casos, como no Centro Oeste e Nordeste, em 2010 [modelo (c), Tabela 9], as diferenças regionais em relação ao Sudeste desapareceram.

---

<sup>43</sup> Um exemplo simples pode ser mencionado com base no Modelo (l) da Tabela 8. Neste caso, notou-se que a exclusão de IDHL e IDHE automaticamente tornou o IDHR significativo (Tabela 15, Apêndice C). Por sua vez, a exclusão de IDHL e IDHR fez com que o IDHE ficasse positivo e significativo. Por fim, a exclusão dos três IDHs (IDHL, IDHE e IDHR) deixou a variável FEC significativa (o sinal se manteve negativo). Uma vez que municípios com maior longevidade (IDHL) costumam apresentar elevado nível de renda e educação e baixas taxas de fecundidade, é possível que o IDHL já esteja captando parte do efeito causado pelas demais.

Tabela 8 – Estimações contendo apenas as variáveis explicativas contínuas da Equação 1

Variáveis	Sem correção para óbitos por causas mal definidas Variável Dependente: MCMsc						Com correção para óbitos por causas mal definidas Variável Dependente: MCMcc					
	Corte Transversal (obs: 2311)			Painel (Obs: 6933)			Corte Transversal (obs: 2311)			Painel (Obs: 6933)		
	(a) 1990	(b) 2000	(c) 2010	(d) POLS	(e) RE	(f) FE	(g) 1990	(h) 2000	(i) 2010	(j) POLS	(k) RE	(l) FE
IDHR	9,349***	9,102***	9,163**	21,640***	20,894***	6,139*	6,329*	6,343*	10,240***	21,039***	20,356***	2,365
IDHL	12,923***	10,741***	1,187	4,362*	5,346**	9,301***	10,315***	10,920***	2,527	2,540	3,218	6,238*
IDHE	10,081***	9,187***	-0,241	-5,624***	-5,723***	-2,254*	11,341***	10,481***	-0,505	-5,352***	-5,332***	-0,569
IND	0,003	0,120*	0,005	0,052*	0,047*	-0,003	-0,008	0,056	-0,017	0,028	0,025	-0,015
FEC	-0,282	-0,189	-1,606***	-0,685***	-0,636***	-0,387*	-0,202	-0,087	-1,473***	-0,468***	-0,382**	-0,018
MJF	-0,020	-0,048	-0,037	-0,179***	-0,157***	-0,050	-0,027	-0,048	-0,007	-0,196***	-0,172***	-0,032
PR/PU	0,068	0,012	-0,518**	-0,021	-0,018	0,000	0,088	0,015	-0,614**	-0,010	-0,004	0,022
GPS	2,506***	0,281**	0,190	-0,022	-0,097	-0,186*	2,280***	0,273**	0,095	-0,086	-0,140*	-0,174*
NPS	-0,009	0,064	0,064	0,028	0,014	-0,036	-0,031	0,087*	0,077*	0,049*	0,033	-0,029
NES	1,365**	0,863*	-0,147	0,184	0,065	-0,003	1,548**	0,729	-0,316	0,115	0,014	0,051
CTE	-8,116***	-9,144***	5,316*	-3,480**	-3,717**	0,473	-4,041	-7,471***	4,051	-1,524	-1,755	4,148
R2	0,23	0,23	0,11	0,16	0,16	0,14	0,16	0,20	0,11	0,11	0,11	0,08
R2_b					0,28	0,25					0,23	0,17
R2_w					0,03	0,03					0,00	0,01
AIC	14015,83	13670,89	13272,92	41346,72		36720,94	14370,61	13910,90	13303,70	42032,87		37509,62
BIC	14079,03	13734,09	13336,12	41422,00		36796,23	14433,81	13974,10	13366,90	42108,16		37584,90
Teste de Hausman (1978): (f) versus (e); $\chi^2 = 524,94$ ; Prob. $\chi^2 = 0,000$ .												
(l) versus (k); $\chi^2 = 523,41$ ; Prob. $\chi^2 = 0,000$ .												

Notas: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Fonte: Elaboração própria do autor com base no software STATA.

Em se tratando da taxa corrigida ( $MCM^{cc}$ ), os resultados da Tabela 9 também mostram que apenas os coeficientes da região Sul, nos modelos (h), (i), (j) e (k), não ficaram mais próximos de zero quando comparados aos obtidos na Tabela 4. No caso do Nordeste, em 2000 e 2010 (modelos "h" e "i" da Tabela 9), as diferenças em relação ao Sudeste deixaram de ser significativas. Tais resultados indicam que parte das desigualdades regionais, associadas ao câncer de mama, se deve às variáveis contínuas incluídas no modelo.

Alternativamente, a inclusão das *dummies* de região também afeta as variáveis contínuas. O fato é que, como estas *dummies* captam diversas características inerentes às regiões, elas minimizam o efeito destas características sobre as variáveis contínuas, aproximando-as de seus valores obtidos nos modelos de Efeitos Fixos (FE). Este argumento é corroborado ao comparar os testes de Hausman (1978) das Tabelas 8 e 9. Inicialmente, as estatísticas associadas à  $MCM^{sc}$  e à  $MCM^{cc}$ , foram, respectivamente,  $\chi^2 = 524,91$  e  $\chi^2 = 523,4$  (Tabela 8), posteriormente, estes valores diminuíram para  $\chi^2 = 246,15$  e  $\chi^2 = 299,88$ , na Tabela 9. Em outras palavras, a inclusão das *dummies* de região reduziu o viés associado às variáveis contínuas.

Na prática, a comparação dos Modelos sem correção para causas mal definidas e com correção, respectivamente (e) e (k), da Tabela 8, com os mesmos modelos da Tabela 9, mostra que a inclusão das *dummies* de região reduziu a magnitude do efeito causado por boa parte das variáveis contínuas. Apesar disso, o teste de Hausman (1978) indicou que ainda existem características não observadas afetando os resultados. Portanto, o modelo FE permanece preferível ao RE<sup>44</sup>.

Vale mencionar ainda que, com exceção dos Modelos (f) e (l), que permaneceram os mesmos, todos os modelos da Tabela 9 apresentaram um crescimento do  $R^2$  e uma redução nos critérios de informação de Akaike (AIC) e Bayesiano (BIC) quando comparados aos da Tabela 8. Tanto a melhora no  $R^2$  quanto a diminuição nos critérios AIC e BIC indicam que a inclusão das *dummies* de região melhorou o poder de explicação destes modelos<sup>45</sup>.

<sup>44</sup> Infelizmente, no intuito de eliminar estas características não observadas, o modelo FE passa a trabalhar com os desvios de cada variável em relação à sua média, o que exclui, automaticamente, todas as *dummies*.

<sup>45</sup> O resultado do  $R^2$  para o Modelo (b) da Tabela 9, por exemplo, indica que ele é capaz de explicar 27% da variância da Taxa de Mortalidade, contra apenas 23% do Modelo (b) da Tabela 8.

Tabela 9 – Estimações contendo variáveis contínuas e *dummies* de Região

Variáveis	Sem correção para óbitos por causas mal definidas Variável Dependente: MCM <sup>sc</sup>						Com correção para óbitos por causas mal definidas Variável Dependente: MCM <sup>sc</sup>					
	Corte Transversal (obs: 2311)			Painel (Obs: 6933)			Corte Transversal (obs: 2311)			Painel (Obs: 6933)		
	(a) 1990	(b) 2000	(c) 2010	(d) POLS	(e) RE	(f) FE	(g) 1990	(h) 2000	(i) 2010	(j) POLS	(k) RE	(l) FE
IDHR	8,965**	7,753**	0,540	14,231***	13,731***	6,139*	7,907**	8,057**	5,242	16,774***	15,757***	2,365
IDHL	4,410	3,365	0,008	-1,468	0,153	9,301***	5,531	8,317*	4,459	-1,268	-0,383	6,238*
IDHE	10,836***	7,316***	1,003	-1,849*	-2,120*	-2,254*	10,692***	8,392***	0,262	-3,042***	-2,912**	-0,569
IND	-0,015	0,109*	0,006	0,037	0,034	-0,003	-0,026	0,047	-0,018	0,013	0,013	-0,015
FEC	-0,050	-0,179	-1,483***	-0,596***	-0,573***	-0,387*	-0,029	-0,026	-1,254***	-0,355**	-0,297*	-0,018
MJF	0,039	0,007	-0,037	-0,063	-0,060	-0,050	0,044	0,015	-0,007	-0,088*	-0,080*	-0,032
PRPU	0,017	-0,045	-0,855***	-0,098*	-0,088	0,000	0,046	-0,029	-0,880***	-0,076	-0,065	0,022
GPS	2,150***	0,272**	0,288**	0,051	-0,026	-0,186*	2,021***	0,274**	0,214*	-0,020	-0,080	-0,174*
NPS	-0,033	0,085*	0,124**	0,046*	0,029	-0,036	-0,056	0,095**	0,112**	0,057*	0,041	-0,029
NES	0,817	0,083	-0,951*	-0,414	-0,390	-0,003	1,265*	0,383	-0,951*	-0,315	-0,329	0,051
Sul	0,645*	1,595***	2,051***	1,339***	1,296***	Omitido	0,490	1,191***	1,773***	1,131***	1,105***	Omitido
C. Oeste	-2,161***	-1,436***	0,069	-1,680***	-1,719***	Omitido	-2,263***	-1,696***	-0,264	-1,960***	-2,003***	Omitido
Norte	-3,813***	-3,432***	-1,851**	-3,479***	-3,564***	Omitido	-3,371***	-2,620***	-1,360*	-3,102***	-3,240***	Omitido
Nord.	-2,008***	-1,437***	-0,101	-1,692***	-1,732***	Omitido	-0,985*	-0,236	0,555	-1,038***	-1,170***	Omitido
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
CTE	-2,233	-1,759	10,813***	3,864**	3,152*	0,473	-1,644	-5,997*	4,513	2,772	2,678	4,148
R2	0,25	0,27	0,14	0,20	0,20	0,14	0,17	0,22	0,13	0,15	0,14	0,08
R2_b					0,35	0,25					0,28	0,17
R2_w					0,02	0,03					0,00	0,01
AIC	13943,54	13557,82	13187,02	40995,71		36720,94	14329,70	13854,52	13240,67	41797,90		37509,62
BIC	14029,72	13644,00	13273,20	41098,37		36796,23	14415,88	13940,70	13326,85	41900,56		37584,90
Posto	15	15	15	15	15	11	15	15	15	15	15	11
Teste de Hausman (1978): (f) versus (e); $\chi^2 = 246,15$ ; Prob. > $\chi^2 = 0,000$ . (l) versus (k); $\chi^2 = 299,88$ ; Prob. > $\chi^2 = 0,000$												

Notas: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .  
Fonte: Elaboração própria do autor com base no software STATA.

Segundo estes mesmos critérios, a inclusão das *dummies* de porte municipal, nas Tabelas 10 e 11, também aprimoraram a capacidade de explicação dos modelos sem correção para causas mal definidas (Tabela 10) e com correção (Tabela 11), quando comparados aos da Tabela 9.

Tabela 10 – Estimações sem correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, *dummies* de Região e Porte Municipal

Variável Dependente: MCM <sup>sc</sup>	Corte Transversal (obs: 2311)			Painel (Obs: 6933)		
	(a) 1990	(b) 2000	(c) 2010	(d) POLS	(e) RE	(f) FE
IDHR	13,374***	10,048***	-2,596	12,820***	12,363***	6,139*
IDHL	1,997	2,363	1,283	0,858	1,979	9,301***
IDHE	11,394***	5,493**	-0,687	-1,443	-1,712*	-2,254*
IND	0,038	0,142**	0,026	0,056**	0,049*	-0,003
FEC	0,280	0,021	-1,358***	-0,387**	-0,398**	-0,387*
MJF	0,064	0,021	-0,036	-0,022	-0,025	-0,050
PR/PU	-0,107	-0,096	-1,047***	-0,174***	-0,156**	0,000
GPS	0,711	0,182*	0,129	-0,067	-0,098	-0,186*
NPS	0,009	0,072*	0,084*	0,053*	0,036	-0,036
NES	-1,380**	-0,777	-0,490	-0,865***	-0,754**	-0,003
Sul	0,602*	1,518***	2,059***	1,280***	1,248***	Omitido
C. Oeste	-2,132***	-1,429***	0,067	-1,505***	-1,527***	Omitido
Norte	-3,818***	-3,584***	-2,458***	-3,620***	-3,679***	Omitido
Nord.	-1,677***	-1,358***	-0,525	-1,467***	-1,510***	Omitido
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
$p < 5$	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
$p. 5-10$	-3,544***	-1,654***	-2,562***	-2,632***	-2,622***	Omitido
$p. 10-20$	-4,946***	-3,218***	-2,605***	-3,668***	-3,645***	Omitido
$p. 20-50$	-6,103***	-3,527***	-2,677***	-4,037***	-3,986***	Omitido
$p. 50-100$	-6,358***	-3,352***	-2,304***	-3,752***	-3,670***	Omitido
$p. 100-500$	-5,772***	-2,043***	-0,777	-2,472***	-2,355***	Omitido
$p. 500-1000$	-4,290***	-1,100	1,129	-0,814	-0,621	Omitido
$p > 1000$	-2,204	1,057	1,837	0,881	1,111	Omitido
CTE.	1,666	0,915	15,281***	5,677***	5,278***	0,473
R <sup>2</sup>	0,31	0,31	0,18	0,24	0,24	0,14
R <sup>2</sup> _b					0,42	0,25
R <sup>2</sup> _w					0,02	0,03
AIC	13778,77	13458,54	13104,99	40640,04		36720,94
BIC	13905,16	13584,94	13231,39	40790,61		36796,23
Posto	22	22	22	22	22	11

Teste de Hausman (1978): (f) versus (e):  $\chi^2 = 125.66$ ; Prob. >  $\chi^2 = 0.000$ .

Notas: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Fonte: Elaboração própria do autor com base no software STATA.



No que se refere à taxa de mortalidade sem correção (MCM<sup>sc</sup>), os resultados se mostraram semelhantes aos da Tabela 3 e indicam que as menores taxas de mortalidade são encontradas em cidades com 20 a 50 mil habitantes (Tabela 10).

Tabela 11 – Estimações com correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, *dummies* de Região e Porte Municipal

Variável Dependente: MCM <sup>cc</sup>	Corte Transversal (obs: 2311)			Painel (Obs: 6933)		
	(a) 1990	(b) 2000	(c) 2010	(d) POLS	(e) RE	(f) FE
IDHR	12,689***	12,065***	2,823	16,183***	15,233***	2,365
IDHL	2,953	6,510*	5,561	0,775	1,365	6,238*
IDHE	11,828***	6,470***	-1,465	-2,601**	-2,577**	-0,569
IND	0,031	0,089	0,004	0,036	0,032	-0,015
FEC	0,318	0,215	-1,125***	-0,123	-0,109	-0,018
MJF	0,066	0,033	-0,005	-0,046	-0,046	-0,032
PR/PU	-0,081	-0,091	-1,102***	-0,164***	-0,144**	0,022
GPS	0,569	0,171	0,034	-0,157*	-0,170*	-0,174*
NPS	-0,007	0,084*	0,090*	0,072**	0,055*	-0,029
NES	-1,019	-0,812	-0,660	-0,944***	-0,835**	0,051
Sul	0,433	1,083***	1,761***	1,056***	1,038***	Omitido
C. Oeste	-2,217***	-1,656***	-0,228	-1,755***	-1,781***	Omitido
Norte	-3,269***	-2,602***	-1,854**	-3,148***	-3,257***	Omitido
Nord.	-0,562	0,035	0,260	-0,689***	-0,814***	Omitido
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
<i>p</i> < 5	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
<i>p</i> . 5-10	-3,516***	-2,473***	-2,680***	-2,995***	-2,982***	Omitido
<i>p</i> . 10-20	-4,666***	-4,066***	-2,748***	-4,025***	-3,997***	Omitido
<i>p</i> . 20-50	-6,144***	-4,582***	-2,971***	-4,602***	-4,537***	Omitido
<i>p</i> . 50-100	-6,477***	-4,614***	-2,678***	-4,383***	-4,275***	Omitido
<i>p</i> . 100-500	-5,878***	-3,146***	-1,177*	-3,009***	-2,859***	Omitido
<i>p</i> . 500-1000	-4,736***	-2,238	0,237	-1,564*	-1,316	Omitido
<i>p</i> > 1000	-2,790	-0,763	0,709	-0,204	0,099	Omitido
CTE.	1,940	-2,844	8,904**	4,702**	4,803**	4,148
R <sup>2</sup>	0,23	0,27	0,17	0,19	0,19	0,08
R <sup>2</sup> _b					0,36	0,17
R <sup>2</sup> _w					0,00	0,01
AIC	14192,77	13730,78	13164,42	41427,37		37509,62
BIC	14319,17	13857,18	13290,82	41577,94		37584,90
Posto	22	22	22	22	22	11

Teste de Hausman (1978): (f) versus (e):  $\chi^2 = 159,15$ ; Prob. >  $\chi^2 = 0,000$ .

Notas: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

Fonte: Elaboração própria do autor com base no *software* STATA.

Tal resultado foi verificado em quase todos os modelos da Tabela 10 (exceto no modelo "a", onde as menores taxas ocorreram nos municípios com 50 a 100 mil habitantes). Enquanto isso, as maiores ocorreriam tanto nos municípios com mais de 500 mil habitantes quanto naqueles onde a população não chega a 5 mil (referência). No caso do modelo (a), as maiores taxas se encontram nas cidades mais de 1 milhão e menos de 5 mil habitantes.

Embora os coeficientes dos modelos da Tabela 11, considerando a taxa de mortalidade corrigida ( $MCM^{cc}$ ), tenham sido ligeiramente diferentes dos obtidos na Tabela 10, as conclusões relacionadas ao porte municipal, salvo algumas exceções, se mantiveram as mesmas da Tabela 11 e são semelhantes às obtidas na Tabela 4.

De modo geral, as menores taxas permanecem nas cidades com 20 a 50 mil habitantes (exceto nos modelos "a" e "b", onde as menores taxas ocorrem nos municípios com 50 a 100 mil habitantes) e as maiores são encontradas nos municípios com mais de 500 mil e menos de 5 mil habitantes (exceto nos modelos "a" e "d", onde a mortalidade nos municípios com 500 mil a 1 milhão de habitantes foi significativamente menor que a encontrada naqueles com mais de 1 milhão e menos de 5 mil habitantes).

Embora os testes de Hausman (1978) das Tabelas 10 e 11 continuem indicando que os modelos de Efeitos Fixos (FE) são preferíveis aos de efeitos aleatórios (RE), notou-se uma substancial diminuição da estatística associada a estes testes. Na Tabela 8, os valores das estatísticas para a taxa sem correção ( $MCM^{sc}$ ) e corrigida ( $MCM^{cc}$ ) foram, respectivamente,  $\chi^2 = 524,91$  e  $\chi^2 = 523,4$ . Na Tabela 9, estes valores diminuíram para  $\chi^2 = 246,15$  e  $\chi^2 = 299,88$ . Nas Tabelas 10 e 11, os valores das estatísticas foram  $\chi^2 = 125,66$  (para  $MCM^{sc}$ ) e  $\chi^2 = 159,15$  (para  $MCM^{cc}$ ). Portanto, tanto a inclusão das *dummies* de região, quanto das de porte municipal mostraram-se benéficas aos modelos.

Diferentemente dos Modelos (e) e (k) da Tabela 3, os modelos (a) e (b), da Tabela 12, apresentaram um sinal negativo e significativo associado à tendência. O fato é que, após controlar uma série de características dos municípios, via variáveis explicativas contínuas e *dummies* de região e porte municipal, verificou-se uma tendência de diminuição da taxa de mortalidade por câncer de mama (sem correção para causas mal definidas) nos municípios brasileiros entre 1990 e 2010.

Analisando os modelos (d) e (e), ainda na Tabela 12, nota-se que esta tendência de diminuição da mortalidade por câncer de mama foi verificada em todas as regiões. Os resultados revelam que, caso fosse possível controlar o efeito das variáveis incluídas nestes modelos, o Sudeste seria a região que mais conseguiria diminuir sua taxa de mortalidade (a cada decênio, a taxa diminuiria em torno de -2.19 a -2.17 casos a cada 100 mil mulheres).

A região Sul também apresentaria uma redução acima da média (cerca de -1.76 a -1.74 casos a cada 100 mil mulheres). Até mesmo a região Nordeste, que apresentou a tendência de menor magnitude, conseguiria reduzir sua taxa de mortalidade em, aproximadamente, -0.59 casos a cada dez anos (Tabela 12).

Tabela 12 – Estimações sem correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, *dummies* de Região, Porte e Tendência

Variável Dependente: MCM <sup>sc</sup>	Tendência Geral			Tendência Regional		
	(a) POLS	(b) RE	(c) FE	(d) POLS	(e) RE	(f) FE
IDHR	7,609***	7,644***	6,139*	7,986***	7,937***	6,139*
IDHL	6,217***	7,324***	9,301***	3,209	3,749	9,301***
IDHE	4,752***	4,630***	-2,254*	6,084***	6,166***	-2,254*
IND	0,042*	0,037	-0,003	0,046*	0,042*	-0,003
FEC	-0,388**	-0,403**	-0,387*	-0,112	-0,095	-0,387*
MJF	0,041	0,032	-0,050	0,009	0,001	-0,050
PR/PU	-0,146**	-0,130**	0,000	-0,138**	-0,121*	0,000
GPS	0,093	0,047	-0,186*	0,138*	0,095	-0,186*
NPS	0,054*	0,040	-0,036	0,073**	0,060**	-0,036
NES	-0,570*	-0,447	-0,003	-0,654**	-0,544*	-0,003
Sul	1,216***	1,174***	Omitido	0,398	0,374	Omitido
C. Oeste	-1,258***	-1,264***	Omitido	-3,429***	-3,400***	Omitido
Norte	-3,149***	-3,150***	Omitido	-5,392***	-5,401***	Omitido
Nord.	-0,873***	-0,834***	Omitido	-4,246***	-4,207***	Omitido
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
<i>p</i> < 5	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
<i>p</i> 5-10	-2,474***	-2,464***	Omitido	-2,481***	-2,476***	Omitido
<i>p</i> 10-20	-3,375***	-3,356***	Omitido	-3,400***	-3,387***	Omitido
<i>p</i> 20-50	-3,804***	-3,770***	Omitido	-3,843***	-3,815***	Omitido
<i>p</i> 50-100	-3,672***	-3,628***	Omitido	-3,712***	-3,668***	Omitido
<i>p</i> 100-500	-2,511***	-2,452***	Omitido	-2,575***	-2,517***	Omitido
<i>p</i> 500-1000	-1,048	-0,955	Omitido	-1,136	-1,035	Omitido
<i>p</i> > 1000	0,626	0,731	Omitido	0,514	0,631	Omitido
Tend. Geral	-1,626***	-1,635***	Omitido			Omitido
Tend. Sul			Omitido	-1,761***	-1,743***	Omitido
Tend. C. Oest.			Omitido	-1,089***	-1,085***	Omitido

Continua

## Conclusão

Variável Dependente: MCM <sup>sc</sup>	Tendência Geral			Tendência Regional		
	(a) POLS	(b) RE	(c) FE	(d) POLS	(e) RE	(f) FE
Tend. Nord.			Omitido	-0,592**	-0,595*	Omitido
Tend. Sud.			Omitido	-2,193***	-2,170***	Omitido
CTE.	4,774***	4,063**	0,473	6,726***	6,270***	0,473
R2	0,25	0,25	0,14	0,26	0,26	0,14
R2_b		0,43	0,25		0,43	0,25
R2_w		0,03	0,03		0,05	0,03
AIC	40564,23		36720,94	40489,99		36720,94
BIC	40721,65		36796,23	40674,78		36796,23
Posto	23	23	11	27	27	11

Notas: 1)\*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ;

2) Devido à inclusão da variável de tendência, estes modelos não são aplicáveis aos dados de corte transversal.

Fonte: Elaboração própria do autor com base no *software* STATA.

No que se refere à taxa de mortalidade com correção para causas mal definidas, os modelos (a) e (b), da Tabela 13, indicam que a redução na mortalidade poderia ser ainda mais acentuada que a verificada na Tabela 12. Os resultados indicam uma diminuição decenal entre -2.22 e -2.25 casos a cada 100 mil mulheres.

Tabela 13 – Estimações com correção para óbitos por causas mal definidas, contendo variáveis contínuas, *dummies* de Região, Porte e Tendência

Variável Dependente: MCM <sup>cc</sup>	Tendência Geral			Tendência Regional		
	(a) POLS	(b) RE	(c) FE	(d) POLS	(e) RE	(f) FE
IDHR	9,063***	8,728***	2,365	9,267***	8,856***	2,365
IDHL	8,098***	8,698***	6,238*	6,114**	6,303**	6,238*
IDHE	5,865***	6,137***	-0,569	6,754***	7,193***	-0,569
IND	0,018	0,015	-0,015	0,021	0,018	-0,015
FEC	-0,123	-0,115	-0,018	0,061	0,095	-0,018
MJF	0,040	0,033	-0,032	0,019	0,012	-0,032
PR/PU	-0,125**	-0,108*	0,022	-0,120*	-0,102*	0,022
GPS	0,061	0,029	-0,174*	0,094	0,065	-0,174*
NPS	0,074**	0,060*	-0,029	0,088***	0,075**	-0,029
NES	-0,542*	-0,415	0,051	-0,603*	-0,487	0,051
Sul	0,969***	0,935***	Omitido	0,253	0,218	Omitido
C. Oeste	-1,418***	-1,420***	Omitido	-3,392***	-3,363***	Omitido
Norte	-2,505***	-2,532***	Omitido	-4,697***	-4,754***	Omitido
Nord.	0,123	0,111	Omitido	-2,207***	-2,264***	Omitido
Sudeste	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido

Continua

## Conclusão

Variável Dependente: MCM <sup>cc</sup>	Tendência Geral			Tendência Regional		
	(a) POLS	(b) RE	(c) FE	(d) POLS	(e) RE	(f) FE
$p < 5$	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido	Omitido
$p. 5-10$	-2,778***	-2,765***	Omitido	-2,783***	-2,772***	Omitido
$p. 10-20$	-3,626***	-3,600***	Omitido	-3,641***	-3,619***	Omitido
$p. 20-50$	-4,283***	-4,241***	Omitido	-4,309***	-4,270***	Omitido
$p. 50-100$	-4,273***	-4,216***	Omitido	-4,300***	-4,243***	Omitido
$p. 100-500$	-3,062***	-2,991***	Omitido	-3,105***	-3,034***	Omitido
$p. 500-1000$	-1,884**	-1,771*	Omitido	-1,944**	-1,826*	Omitido
$p > 1000$	-0,553	-0,419	Omitido	-0,628	-0,487	Omitido
Tend. Geral	-2,222***	-2,246***	Omitido			Omitido
Tend. Sul			Omitido	-2,289***	-2,296***	Omitido
Tend. C. Oest.			Omitido	-1,663***	-1,690***	Omitido
Tend. Norte			Omitido	-1,613***	-1,623***	Omitido
Tend. Nord.			Omitido	-1,556***	-1,563***	Omitido
Tend. Sud.			Omitido	-2,664***	-2,674***	Omitido
CTE.	3,469*	3,152*	4,148	4,902***	4,784**	4,148
R2	0,21	0,21	0,08	0,21	0,21	0,08
R2_b		0,38	0,17		0,38	0,17
R2_w		0,01	0,01		0,02	0,01
AIC	41299,18	,	37509,62	41268,08		37509,62
BIC	41456,59	,	37584,90	41452,86		37584,90
Posto	23	23	11	27	27	11

Notas: 1) \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ ;

2) Devido à inclusão da variável de tendência, estes modelos não são aplicáveis aos dados de corte transversal.

Fonte: Elaboração própria do autor com base no *software* STATA.

Assim como na Tabela 12, os resultados da Tabela 13 também indicam uma tendência de redução da taxa de mortalidade por câncer de mama em todas as regiões. Tais reduções seriam mais intensas nas regiões Sudeste e Sul e menores no Nordeste.

Quanto às *dummies* de região e porte municipal, tem-se que a inclusão da tendência (nas Tabelas 12 e 13) não afetou, de modo significativo, a ordenação destas variáveis, mostrando que as análises realizadas anteriormente permanecem válidas.

## 7 DISCUSSÃO

Este trabalho analisou os fatores associados à taxa de mortalidade por câncer de mama dos municípios brasileiros nos períodos de 1990, 2000 e 2010. Para tanto, foram consideradas as taxas de mortalidade sem correção e com correção para causas mal definidas (ambas padronizadas por faixa etária).

O mapeamento inicial das taxas de mortalidade deixou evidente a diferença na cobertura do registro do câncer de mama nas regiões brasileiras. De modo geral, a cobertura se mostrou mais precária nas regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste e melhor no Sudeste e Sul do país. Tal problema já havia sido mencionado por Mendonça (1993). Entretanto, os dados indicam que esta situação tem melhorado no período. O fato é que, em 1990 apenas 2.644 municípios apresentavam óbitos por câncer de mama. Este número aumentou para 3.609, em 2000, e para 4.683, em 2010.

Quanto ao procedimento de correção para causas mal definidas, notou-se que o mesmo gerou um crescimento das taxas de mortalidade em relação às taxas não corrigidas. Uma vez que o método de correção redistribui parte dos óbitos por causas mal definidas para os óbitos por câncer de mama, tal resultado era previsível. Em média, as taxas corrigidas foram 13,8% maiores que as não corrigidas em 1990, 9,9% em 2000, e 4,1% em 2010. O decréscimo destes valores parece indicar uma diminuição do viés causado pelas causas mal definidas neste período. Na realidade, a taxa padronizada corrigida diminuiu de 9,80, em 1990, para 9,57, em 2000, e 9,55 em 2010. Este resultado pode estar associado à diminuição dos óbitos por causa mal definidas verificada nos períodos analisados<sup>46</sup>.

Os dados ainda revelaram que a região Sudeste foi a única a reduzir os índices de mortalidade em todos os períodos considerados. A taxa de mortalidade sem correção diminuiu de 10,05, em 1990, para 9,67, em 2000, e 9,58, em 2010. Já a taxa corrigida passou de 10,99 para 10,44 e, posteriormente, 10,07, nos respectivos anos. É provável que esta região, por ser uma das mais desenvolvidas do país, esteja seguindo o padrão de redução nas taxas de mortalidade do câncer

---

<sup>46</sup> Entre 1987-1993 foram verificados 464.321 óbitos por causas mal definidas no Brasil. Em 1997-2003 e 2007-2013, este valor diminuiu para 422.236 e 232.362 respectivamente.

de mama verificado por Lacey Jr, Devessa e Brinton (2002) e Paulinelli e outros (2003) em países mais ricos.

A revisão de literatura efetuada neste trabalho revelou que a mortalidade do câncer de mama poderia estar associada a fatores socioeconômicos e demográficos, medidas preventivas, aspectos regionais e avanços associados ao tempo. Assim, no intuito de analisar estes efeitos, foram estimados modelos de regressão onde foi possível identificar alguns destes fatores.

Para tanto, os dados foram agrupados em uma estrutura de painel. Após efetuar este agrupamento, notou-se um aumento das taxas de mortalidade (corrigidas e sem correção por causas mal definidas) nos anos 2000 e 2010. Tal resultado pode estar associado à melhoria no registro do câncer de mama no país<sup>47</sup>. Deste modo, a amostra considerada neste trabalho revela que ambas as taxas cresceram entre 1990 e 2010.

Os principais resultados dos modelos de regressão podem ser subdivididos em 4 grupos, sendo eles: a) o efeito associado às variáveis explicativas contínuas; b) o efeito das *dummies* de região; c) o efeito das *dummies* de porte municipal; d) tendências associadas à taxa de mortalidade por câncer de mama.

- a) Embora a inclusão de variáveis *dummies* tenha sido benéfica aos modelos, elas não foram capazes de eliminar completamente o problema causado pelos efeitos não observados. Deste modo, os modelos mais confiáveis para a análise destas variáveis permaneceram sendo os modelos de efeitos fixos. Os resultados destes modelos indicam que há uma associação positiva e significativa da renda (IDHR) e da longevidade (IDHL) com a mortalidade por câncer de mama sem correção para causas mal definidas (MCM<sup>sc</sup>). Enquanto isso, a educação (IDHE), a taxa de fecundidade (FEC) e os gastos públicos em saúde (GPS) apresentariam relação negativa e significativa. No caso da taxa corrigida (MCM<sup>cc</sup>), os resultados foram mais parcimoniosos e indicaram que apenas o IDHL e o GPS estariam associados, de forma significativa, a taxa de mortalidade. Tais

---

<sup>47</sup> Como as amostras mais recentes (2000 e 2010) contêm mais municípios de difícil acesso (isto é, cidades onde não havia cobertura para o câncer de mama) e, possivelmente, mais pobres que o período inicial (1990), é possível que a exclusão destes municípios (não disponíveis em 1990), a fim de viabilizar a estimação via painel, tenha aumentado a taxa de mortalidade em 2000 e 2010. Isto por que, conforme demonstrado na seção 2.3.1, os municípios mais pobres teriam menor taxa de mortalidade por câncer de mama.

resultados se assemelham aos obtidos na literatura. Como pode ser visto no Quadro 2, no Apêndice D, diversos autores também encontraram associações positivas entre a mortalidade por câncer de mama e variáveis de renda. Segundo S. Koifman e R. J. Koifman (2003), o câncer de mama estaria correlacionado a um elevado status socioeconômico. Este efeito pode estar associado ao fato de que populações mais ricas costumam apresentar maior longevidade e menor taxa de natalidade (teoricamente, ambos poderiam aumentar a mortalidade do câncer de mama). Quanto ao sinal positivo referente à longevidade, é natural que o processo de envelhecimento favoreça o surgimento de células cancerígenas. Além disso, Girianelli, Gamarra e Silva (2014), Guerra, Gallo e Mendonça (2005), Malta e outros (2008) e Mendonça (1993), afirmam que alguns fatores reprodutivos, como a taxa de fecundidade (FEC), poderiam apresentar uma relação negativa com a mortalidade por câncer de mama. O mesmo ocorre com o nível educacional (IDHE), que, segundo Thuler (2003), tenderia a facilitar o acesso a informações sobre prevenção e rastreamento da doença. Por fim, uma elevação nos gastos públicos em saúde (GPS) poderia melhorar a capacidade diagnóstica e terapêutica ligada a este setor, contribuindo para a redução da mortalidade por câncer de mama.

- b) A análise das *dummies* de região indicou que as taxas de mortalidade são maiores no Sul e Sudeste e menores nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, respectivamente. G. A. Silva e outros (2014) e outros autores apresentados no Quadro 2 (Apêndice D) já haviam verificado esta diferença entre as regiões brasileiras. Parte destas diferenças pode ser explicada pelas características inerentes à cada região. O simples fato das regiões Sul e Sudeste serem mais ricas que as demais, possuírem populações mais longevas e com menor taxa de fecundidade já poderia contribuir para a elevada mortalidade encontrada nestas regiões. Após controlar alguns destes fatores, por meio da inclusão de outras variáveis explicativas, notou-se que os coeficientes associados às regiões ficaram mais próximos de zero. Logo, estas variáveis poderiam ser responsáveis por agravar a diferença regional associada à mortalidade por câncer de mama.



Apesar disso, as variáveis incluídas não conseguiram eliminar totalmente tal diferença, de modo que as regiões Sul e Sudeste permaneceram com taxas maiores que as demais regiões.

- c) Os resultados referentes ao porte municipal revelam que as menores taxas de mortalidade por câncer de mama (com ou sem correção por causas mal definidas) são encontradas em cidades com 20 a 50 mil habitantes e, em alguns casos, nos municípios com 50 a 100 mil habitantes. Já as maiores ocorreriam tanto nos municípios com mais de 500 mil habitantes, quanto naqueles onde a população não chega a 5 mil. Obviamente, as razões que levam os pequenos e os grandes municípios a apresentarem taxas de mortalidade acima da média são distintas. No caso das cidades pequenas, é possível que a falta de infraestrutura e a subutilização de recursos humanos nos serviços públicos de saúde dificultem a detecção precoce e o tratamento adequado da doença. Já nas grandes cidades, a elevada mortalidade poderia ser um reflexo do deslocamento de mulheres com câncer de mama para os grandes centros em busca de melhores tratamentos. Gebrim e Quadros (2006) já haviam abordado este "gargalo" no tratamento do câncer no Brasil. Segundo os autores, a falta de um programa nacional regionalizado e hierarquizado acaba sobrecarregando os poucos Centros de Referência Oncológica do país.
- d) Inicialmente, a inclusão de uma variável de tendência (sem considerar a influência de outras variáveis explicativas contínuas) revelou que houve um aumento significativo na taxa de mortalidade, corrigida e não corrigida por causas mal definidas, entre 1990 e 2010. Esta tendência de crescimento foi elevada nas regiões Nordeste, Centro-Oeste e Norte, pequena na região Sul e estável ou negativa no Sudeste<sup>48</sup>. É provável que este aumento da mortalidade esteja sendo impulsionado pelo crescimento da renda, da expectativa de vida e da redução na taxa de fecundidade verificados no Brasil no período analisado. No caso da região Sudeste, acredita-se que, por ser a mais rica do país, ela esteja começando a seguir o padrão de redução nas

---

<sup>48</sup>A taxa sem correção para causas mal definidas se mostrou estável, enquanto a corrigida diminuiu.

taxas de mortalidade por câncer de mama verificada em países mais desenvolvidos. Esta diminuição, provavelmente, reflete os avanços na prevenção, detecção e tratamento do câncer de mama, que tendem a ser mais acentuados nestas regiões. Uma vez que outros fatores (como renda, longevidade, fecundidade etc.) poderiam estar afetando a tendência associada ao câncer de mama, buscou-se controlar estes efeitos através da inclusão de outras variáveis explicativas. Curiosamente, após considerar as variáveis explicativas contínuas, tanto os modelos com correção quanto os sem correção para causas mal definidas passaram a apresentar uma tendência negativa e significativa. Tal fato ocorreu em todas as regiões e parece ter sido mais intenso no Sudeste e Sul e menor na região Nordeste, respectivamente.

É importante destacar que a abordagem utilizada nesta pesquisa apresenta algumas limitações que devem ser consideradas ao analisar os resultados obtidos. De modo geral, o uso de dados municipais limitou a inclusão de informações pessoais dos pacientes (ex: histórico familiar). Além disso, o próprio período considerado inviabilizou a inclusão de potenciais variáveis explicativas (como é o caso das informações fornecidas pelo Sismama). Por fim, a falta de dados sobre os óbitos causados por câncer de mama em diversos municípios brasileiros pode ter interferido na magnitude e na direção das associações encontradas.

## 8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os resultados desta pesquisa indicaram que tanto o crescimento da renda per capita municipal, quanto o avanço da longevidade poderiam aumentar a mortalidade do câncer de mama sem correção para causas mal definidas. Enquanto isso, a elevação no nível educacional, o crescimento da taxa de fecundidade e maiores gastos públicos em saúde tenderiam a reduzir a mortalidade desta neoplasia. No caso da taxa corrigida, os resultados foram mais parcimoniosos e indicaram que apenas a longevidade e os gastos públicos em saúde afetariam a taxa de mortalidade pela doença.

Estes achados estão coerentes com os demais trabalhos mencionados nesta pesquisa. Diversos estudos revelam que populações mais ricas apresentam características (ex: maior longevidade e menores taxas de natalidade) associadas a um maior risco de adoecimento por câncer de mama. Quanto à longevidade, é natural que o envelhecimento favoreça o surgimento de células cancerígenas. Além disso, há indícios de que a taxa de fecundidade apresente uma relação negativa com a mortalidade por câncer de mama. O mesmo ocorre com o nível educacional, que poderia facilitar o acesso a informações sobre prevenção e rastreio da doença. Por fim, os gastos públicos em saúde melhorariam toda a infraestrutura do setor.

No que se refere às regiões brasileiras, constatou-se que a mortalidade é maior nas regiões Sul e Sudeste e menor nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste, respectivamente. A elevada renda das regiões Sul e Sudeste pode ter contribuído para este resultado. Embora a inclusão de outras variáveis tenha reduzido esta diferença regional, as regiões Sul e Sudeste permaneceram com taxas maiores que as demais. Portanto, é possível que existam outros fatores (ainda desconhecidos ou que não puderam ser incluídos nos modelos) contribuindo para o agravamento destas disparidades regionais.

Os resultados ainda indicaram que as menores taxas de mortalidade por câncer de mama são encontradas em cidades com 20 a 100 mil habitantes. Já as maiores ocorreriam tanto nos municípios com mais de 500 mil habitantes, quanto naqueles onde a população não chega a 5 mil. Acredita-se que a falta de infraestrutura seja responsável pela elevada mortalidade das cidades pequenas. Enquanto isso, a busca por melhores tratamentos nas grandes cidades, por

pacientes de municípios menores, pode estar sobrecarregando os sistemas de saúde das grandes cidades, elevando a taxa de mortalidade destes municípios.

Feito isso, notou-se que a redução na mortalidade seria mais intensa no Sudeste e Sul e menor na região Nordeste, respectivamente. Estes resultados sugerem que as regiões brasileiras poderiam ter reduzido suas respectivas taxas de mortalidade caso alguns fatores, como a renda, a expectativa de vida, a taxa de fecundidade entre outros, não tivessem se alterado no período analisado. Em outras palavras, o crescimento da renda e da longevidade e a diminuição da taxa de fecundidade, vivenciados pelo Brasil entre 1990 e 2010, podem ter contribuído para elevar a mortalidade associada ao câncer de mama. A análise de tendência revelou um aumento da taxa de mortalidade entre 1990 e 2010. Este crescimento na mortalidade só não foi verificado na região Sudeste. É provável que esta região esteja seguindo o padrão de redução na mortalidade por câncer de mama verificada em países mais desenvolvidos. Contudo, após considerar o efeito de outras variáveis, a tendência se mostrou negativa e significativa em todas as regiões brasileiras.

Uma vez que o gasto público em saúde parece ser efetivo na redução da mortalidade por câncer de mama, sugere-se, como estratégia de política pública, que este gasto seja aumentado. Apesar do crescimento dos gastos públicos em saúde, verificado no Brasil durante o período analisado, os recursos destinados a esta área ainda são insuficientes e parecem gerar “gargalos” nas grandes cidades, além de dificultar o diagnóstico e tratamento do câncer de mama nos municípios menores. É provável que, um maior aporte financeiro aliado a mudanças nas formas de organização e gestão do sistema público de saúde produza bons resultados.

Recomenda-se, ainda, uma melhor distribuição dos recursos de saúde (físicos e humanos) já existentes a fim de reduzir estes possíveis “gargalos”, já mencionados, nas grandes cidades (que também apresentaram taxas elevadas de mortalidade). Acredita-se que estas medidas seriam capazes de reduzir a taxa de mortalidade por câncer de mama em todas as regiões brasileiras.

## REFERÊNCIAS

ALTHUIS, M. D. et al. Global trends in breast cancer incidence and mortality 1973-1997. **International journal of epidemiology**, London, v. 34, n. 2, p. 405-412, Apr 2005.

AMERICAN CANCER SOCIETY. **Breast cancer screening guidelines**. 2015a. Disponível em: <<http://www.cancer.org/healthy/informationforhealthcareprofessionals/acsguidelines/breastcancerscreeningguidelines/index>>. Acesso em: 10 fev. 2016.

AMERICAN CANCER SOCIETY. **Global cancer facts and figures**. 3. ed. Atlanta: American Cancer Society, 2015b. Disponível em: <<http://www.cancer.org/acs/groups/content/@research/documents/document/acspc-044738.pdf>>. Acesso em: 10 fev. 2015.

ARCURI, P. M.; RAMOS, N. B.; SCABAR, L. F. Pacientes geriátricos do Brasil. **Revista do Instituto de Ciências da Saúde**, São Paulo, v. 24, n. 1, p. 43-45, 2006.

BOING, A. F.; VARGAS, S. A. L.; BOING, A. C. A carga das neoplasias no Brasil: mortalidade e morbidade hospitalar entre 2002-2004. **Revista da Associação Médica Brasileira**, São Paulo, v. 53, n. 4, p. 317-322, ago. 2007.

BOTHA, J. L. et al. Breast cancer incidence and mortality trends in 16 European countries. **European journal of cancer**, Oxford, v. 39, n. 12, p. 1718-1729, Aug 2003.

BRASIL. Ministério da Saúde. Datasus. **Informações de saúde** (Tabnet). c2008. Disponível em: <[datasus.saude.gov.br](http://datasus.saude.gov.br)>. Acesso em: 10 fev. 2015.

BRAY, F.; FERLAY, J. Age standardization. In: FORMAN, D. et al. **Cancer incidence in five continents**. Paris: International Agency for Research on Cancer, 2014. p. 112-115. (v. 10, n. 164).

BRAY, F.; MCCARRON, P.; PARKIN, D. M. The changing global patterns of female breast cancer incidence and mortality. **Breast cancer research**, London, v. 6, n. 6, p. 229-239, 2004.

BRAY, F. et al. Global cancer transitions according to the Human Development Index (2008-2030): a population-based study. **The Lancet. Oncology**, London, v. 13, n. 8, p. 790-801, Aug 2012.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. **Review of economic studies**, Stockholm, v. 47, n. 1, p. 239-254, Jan 1980.

BRITTO, A. V. **Epidemiologia descritiva do câncer da mama**. c2000. Disponível em: <[www.bibliomed.com.br/bibliomed/bmbooks/oncologi/livro2/.../cap01](http://www.bibliomed.com.br/bibliomed/bmbooks/oncologi/livro2/.../cap01)>. Acesso em: 10 fev. 2015.

BUSSOLOTTO, F.; SIVIERO, J.; SILVA, A. C. P. Fatores de risco associados ao câncer de mama em uma amostra de mulheres participantes de uma universidade da terceira idade. **Revista brasileira de ciências do envelhecimento humano**, Passo Fundo, v. 9, n. 2, p. 247-262, maio/ago. 2012.

CANCER RESEARCH UK. **Breast cancer risk factors**. [2---]. Disponível em: <[www.cancerresearchuk.org](http://www.cancerresearchuk.org)>. Acesso em: 10 fev. 2015.

CHATTERJEE, S.; HADI, A. S. **Regression analysis by example**. 4. ed. New York: Wiley, 2006.

CINTRA, J. R. D. et al. Perfil imuno-histoquímico e variáveis clinicopatológicas no câncer de mama. **Revista da Associação Médica Brasileira**, São Paulo, v. 58, n. 2, p. 178-187, abr. 2012.

COSTA, A. J. L.; KALE, P. L.; VERMELHO, L. L. Indicadores de saúde. In: MEDRONHO, R. A. et al. (Org.). **Epidemiologia**, São Paulo: Atheneu, 2009. p. 31-82.

DI PIETRO, P. F. et al. Breast cancer in southern Brazil: association with past dietary intake. **Nutrición hospitalaria**, Madrid, v. 22, n. 5, p. 565-572, Sep/Oct 2007.

DUARTE, T. P.; ANDRADE, A. N. Enfrentando a mastectomia: análise dos relatos de mulheres mastectomizadas sobre questões ligadas à sexualidade. **Estudos de psicologia (Natal)**, Natal, v. 8, n. 1, p. 155-163, abr. 2003.

FELIX, J. D. et al. Tendência da mortalidade por câncer de mama em mulheres no Estado do Espírito Santo, no período de 1980 a 2007. **Revista brasileira de cancerologia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 2, p. 159-166, 2011.

FERLAY, J. et al. Estimates of worldwide burden of cancer in 2008: GLOBOCAN 2008. **International journal of cancer**, New York, v. 127, n.12, p. 2893-2917, Dec 2010a.

FERLAY, J. et al. Global burden of breast cancer. In: LI, C. I. (Ed.). **Breast cancer epidemiology**. New York: Springer, 2010b.

FERLAY, J. et al. Cancer incidence and mortality worldwide: Sources, methods and major patterns in GLOBOCAN 2012. **International journal of cancer**, New York, v. 136, n. 5, p. E359-E386, Mar 2015.

FIELD, T. S. et al. Disparities and survival among breast cancer patients. **Journal of the National Cancer Institute. Monographs**, Bethesda, n. 35, p. 88-95, 2005.

FRANÇA, E. et al. Causas mal definidas de óbito no Brasil: método de redistribuição baseado na investigação do óbito. **Revista de saúde pública**, São Paulo, v. 48, n. 4, p. 671-681, ago. 2014.

GARÓFOLO, A. et al. Dieta e câncer: um enfoque epidemiológico. **Revista de nutrição**, Campinas, v. 17, n. 4, p. 491-505, dez. 2004.

GEBRIM, L. H; QUADROS, L. G. A. Rastreamento do câncer de mama no Brasil. **Revista brasileira de ginecologia e obstetrícia**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 6, p. 319-323, 2006.

GIRIANELLI, V. R.; GAMARRA, C. J.; SILVA, G. A. Os grandes contrastes na mortalidade por câncer do colo uterino e de mama no Brasil. **Revista de saúde pública**, São Paulo, v. 48, n. 3, p. 459-467, jun. 2014.

GONÇALVES, A. T. C. et al. Câncer de mama: mortalidade crescente na Região Sul do Brasil entre 1980 e 2002. **Cadernos de saúde pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 8, p. 1785-1790, ago. 2007.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. Upper Saddle River: Prentice Hall, 2002.

GUERRA, M. R.; GALLO C. V. M.; MENDONÇA G. A. S. Risco de câncer no Brasil: tendências e estudos epidemiológicos mais recentes. **Revista brasileira de cancerologia**, Rio de Janeiro, v. 51, n. 3, p. 227-324, 2005.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica**, New York, v. 46, n. 6, p. 1251-1271 Nov 1978.

HSIAO, C. **Analysis of panel data**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

HUSSAIN, S. K. et al. Influence of education level on cancer survival in Sweden. **Annals of oncology**, London, v. 19, n. 1, p. 156-162, Jan 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2010**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/cd/cd2010RgaAdAgsn.asp>>. Acesso em: 10 jan. 2016.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Ipeadata regional**. c2006. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br/](http://www.ipeadata.gov.br/)>. Acesso em: 10 fev. 2015.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. O desafio feminino do câncer. **Rede câncer**, Rio de Janeiro, n. 9, p. 20-25, nov. 2009.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. **Incidência de câncer no Brasil**: estimativa 2014. Rio de Janeiro: Inca, 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. **Atlas online de mortalidade do câncer**. c2014. Disponível em: <<https://mortalidade.inca.gov.br/>>. Acesso em: 10 fev. 2015.

INSTITUTO NACIONAL DE CÂNCER. **Controle do câncer de mama**: conceito e magnitude. c2015. Disponível em: <[http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/acoes\\_programas/site/home/nobrasil/programa\\_controle\\_cancer\\_mama/conceito\\_magnitude](http://www2.inca.gov.br/wps/wcm/connect/acoes_programas/site/home/nobrasil/programa_controle_cancer_mama/conceito_magnitude)>. Acesso em: 10 fev. 2015.

INTERNATIONAL AGENCY FOR RESEARCH ON CANCER. **Latest world cancer statistics Global cancer burden rises to 14.1 million new cases in 2012**: marked increase in breast cancers must be addressed. Lyon: IARC, 2013. (Press Released n. 223). Disponível em: <[http://www.iarc.fr/en/media-centre/pr/2013/pdfs/pr223\\_E.pdf](http://www.iarc.fr/en/media-centre/pr/2013/pdfs/pr223_E.pdf)>. Acesso em: 10 fev. 2015.

INUMARU, L. E.; SILVEIRA, E. A.; NAVES, M. M. V. Fatores de risco e de proteção para câncer de mama: uma revisão sistemática. **Cadernos de saúde pública**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 7, p. 1259-1270, jul. 2011.

JEMAL, A. et al. Global cancer statistics. **CA: a cancer journal for clinicians**, Hoboken, v. 61, n. 2, p. 69-90, Mar/Apr 2011.

KOIFMAN, S.; KOIFMAN, R. J. Incidência e mortalidade por câncer em mulheres adultas no Brasil. In: GIFFIN, K.; COSTA, S. (Orgs.). **Questões da saúde reprodutiva**. Rio de Janeiro: Fiocruz, 1999. p. 227-251.



KOIFMAN, S.; KOIFMAN, R. J. Environment and cancer in Brazil: an overview from a public health perspective. **Mutation research**, Amsterdam, v. 544, n. 2-3, p. 305-311, Nov 2003.

LACEY JR., J. V.; DEVESSA, S. S.; BRINTON, L. A. Recent trends in breast cancer incidence and mortality. **Environmental and molecular mutagenesis**, New York, v. 39, n. 2-3, p. 82-88, 2002.

MACINKO, J.; DOURADO, I.; GUANAIS, F. C. **Doenças crônicas, atenção primária e desempenho dos sistemas de saúde**: diagnósticos, instrumentos e intervenções. [S. l.]: Banco Interamericano de Desenvolvimento, 2011. (Texto para Debate: IDB-DP-189).

MALTA, D. C. et al. Tendência de mortalidade por câncer de mama no Brasil e em Estados selecionados. **REME: revista mineira de enfermagem**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 219-226, abr./jun. 2008.

MARTINS, C. A. et al. Evolução da mortalidade por câncer de mama em mulheres jovens: desafios para uma política de atenção oncológica. **Revista brasileira de cancerologia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 3, p. 341-349, 2013.

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**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 5, p. 219-223, maio 2009.

MATHERS, C. et al. **Global burden of disease in 2002**: data sources, methods and results. Geneva: World Health Organization, 2003. (Global Programme on Evidence for Health Policy. Discussion Paper n. 54).

MATOS, J. C. et al. Mortalidade por câncer de mama em mulheres do município de Maringá, Paraná, Brasil. **Revista gaúcha de enfermagem**, Porto Alegre, v. 30, n. 3, p. 445-452, set. 2009.

MEDRONHO, R. A. Estudos ecológicos. In: MEDRONHO, R. A. et al. (Org.). **Epidemiologia**. São Paulo: Atheneu, 2009. p. 265-274.

MELO, M. C. S. C.; SOUZA, I. E. O. Ambiguidade: modo de ser da mulher na prevenção secundária do câncer de mama. **Escola Anna Nery**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 1, p. 41-48, mar. 2012.

MENDONÇA, G. A. S. Câncer na população feminina brasileira. **Revista de saúde pública**, São Paulo, v. 27, n. 1, p. 68-75, fev. 1993.

NASCIMENTO, L. R. **Análise do funcionamento do Registro Hospitalar de Câncer, em três cidades do Nordeste brasileiro**. 2011. 90 f. Dissertação (Mestrado em Saúde Coletiva)– Departamento de Medicina Social, Universidade Federal de Pernambuco, Recife, 2011.

PARKIN, D. M.; BRAY, F. I.; DEVESA, S. S. Cancer burden in the year 2000. The global picture. **European journal of cancer**, Oxford, v. 37, p. S4-66, Oct 2001. Supplement 8.

PARKIN, M. et al. Global cancer statistics, 2002. **CA: a cancer journal for clinicians**, Hoboken, v. 55, n. 2, p. 74-108, Mar/Apr 2005.

PAULINELLI, R. R. et al. A situação do câncer de mama em Goiás, no Brasil e no mundo: tendências atuais para a incidência e a mortalidade. **Revista brasileira de saúde materno infantil**, Recife, v. 3, n. 1, p. 17-24, mar. 2003.

PEREIRA, M. B. et al. Grupo etário e periodicidade recomendados para a mamografia de rastreio: uma revisão sistemática. **Ciência e saúde coletiva**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 4, p. 1135-1140, abr. 2014.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. **Atlas do Desenvolvimento Humano dos Municípios**. c2015. Disponível em: <[www.pnud.org.br/](http://www.pnud.org.br/)>. Acesso em: 10 fev. 2015.

REZENDE, M. C. R. et al. Causas do retardo na confirmação diagnóstica de lesões mamárias em mulheres atendidas em um centro de referência do Sistema Único de Saúde no Rio de Janeiro. **Revista brasileira de ginecologia e obstetrícia**, Rio de Janeiro, v. 31, n. 2, p. 75-81, fev. 2009.

RODRIGUES, A. D.; TEIXEIRA, M. T. B. Mortalidade por câncer de mama e câncer de colo do útero em município de porte médio da Região Sudeste do Brasil, 1980-2006. **Cadernos de saúde pública**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 2, p. 241-248, fev. 2011.

RODRIGUES, D. C. N. et al. Performance of diagnostic centers in the classification of opportunistic screening mammograms from the Brazilian public health system (SUS). **Radiologia brasileira**, São Paulo, v. 46, n. 3, p. 149-155, jun. 2013.

ROSAS, M. S. L. et al. Incidência do câncer no Brasil e o potencial uso dos derivados de isatinas na cancerologia experimental. **Revista virtual de química**, Niterói, v. 5, n. 2, p. 243-265, 2013.

SCHNEIDER, I. J. C.; D'ORSI, E. Sobrevida em cinco anos e fatores prognósticos em mulheres com câncer de mama em Santa Catarina, Brasil. **Cadernos de saúde pública**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 6, p. 1285-1296, jun. 2009.

SCLOWITZ, M. L. et al. Condutas na prevenção secundária do câncer de mama e fatores associados. **Revista de saúde pública**, São Paulo, v. 39, n. 3, p. 340-349, jun. 2005.

SIEGEL, R. et al. Cancer statistics, 2014. **CA: a cancer journal for clinicians**, Hoboken, v. 64, n. 1, p. 9-29, Jan/Feb 2014.

SILVA, G. A. et al. Tendência da mortalidade por câncer nas capitais e interior do Brasil entre 1980 e 2006. **Revista de saúde pública**, São Paulo, v. 45, n. 6, p. 1009-1018, dez. 2011.

SILVA, G. A. et al. Acesso à detecção precoce do câncer de mama no Sistema Único de Saúde: uma análise a partir dos dados do Sistema de Informações em Saúde. **Cadernos de saúde pública**, Rio de Janeiro, v. 30, n. 7, p. 1537-1550, jul. 2014.

SILVA, P. A.; RIUL, S. S. Câncer de mama: fatores de risco e detecção precoce. **Revista brasileira de enfermagem**, Brasília, v. 64, n. 6, p. 1016-1021, nov./dez. 2011.

THULER, L. C. Considerações sobre a prevenção do câncer de mama feminino. **Revista brasileira de cancerologia**, Rio de Janeiro, v. 49, n. 4, p. 227-238, 2003.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. London: The MIT Press, 2002.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Global Health Observatory (GHO) data**: the data repository. c2015. Disponível em: <http://www.who.int/gho/database/en/>. Acesso em: 10 fev. 2015.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Relatório mundial da saúde 2010**: financiamento dos sistemas de saúde - o caminho para a cobertura universal. Geneva: WHO, 2010. Disponível em: [http://www.who.int/whr/2010/whr10\\_pt.pdf](http://www.who.int/whr/2010/whr10_pt.pdf). Acesso em: 10 fev. 2016.

WUNSCH FILHO, V.; MONCAU, J. E. Mortalidade por câncer no Brasil 1980-1995: padrões regionais e tendências temporais. **Revista da Associação Médica Brasileira**, São Paulo, v. 48, n. 3, p. 250-257, set. 2002.

ZAGO, A. et al. Mortalidade por câncer de mama em mulheres na Baixada Santista, 1980 a 1999. **Revista de saúde pública**, São Paulo, v. 39, n. 4, p. 641-645, ago. 2005.

## **APÊNDICES**

## APÊNDICE A – Quadro 1 – Resumo dos trabalhos sobre câncer de mama analisados na Seção 2

Quadro 2 – Resumo dos trabalhos sobre câncer de mama analisados na Seção 2

Autor(es)	Período	Objetivo	Região Analisada	Tipo de Dados	Fonte dos Dados	Método	Resultados
Albrecht e outros (2013)	2000-2005	Verificar a associação entre a mortalidade de mulheres com câncer de mama e as características sociodemográficas e clínicas	Vitória - ES	Estudo Transversal	Registro Hospitalar de Câncer (SIS-RHC) Secretaria da Saúde do Estado	Modelo de regressão logística.	Houve associação entre mortalidade e as variáveis: encaminha para o SUS, marcador tumoral cerb B, estadiamento III e IV, metástase e recidiva.
Althuis e outros (2005)	1973-1997	Descrever as tendências globais, comparando as taxas de incidência e de mortalidade ajustadas por idade ao longo de três décadas e em vários continentes.	18 países de vários continentes	Estudo ecológico témporo-espacial	SEER IARC OMS	Análise descritiva	A incidência aumentou 30-40% desde 1970/90 na maioria dos países, com os aumentos mais acentuados entre as mulheres com idade > ou = 50 anos. A mortalidade por câncer de mama em paralelo a incidência: foi a mais elevada nos países com as maiores taxas de incidência (entre 17 / 100.000 e 27 / 100.000), a mais baixa da América Latina e da Ásia (7-14 / 100.000), e levantou-se mais rapidamente nos países com as taxas mais baixas
Boing e outros (2007)	2002-2004	Descrever a morbidade hospitalar e a mortalidade por neoplasias no Brasil e regiões segundo gênero	Brasil	Estudo transversal	SIM e Sist. de Inform. Hosp. (SH) IBGE	Cálculo da média do período	Maiores taxas de mortalidade identificadas no Sul e Sudeste. Entre homens, o câncer de traquéia, brônquios e pulmões apresentaram maior mortalidade e entre as mulheres foi o câncer de mama, que junto com o câncer de colo uterino foram os que mais demandaram internações. A leucemia apresentou o maior custo médio e custo total em internações. Os principais determinantes das tendências observadas variaram entre os países, podendo incluir a detecção precoce através da triagem. Também são incluídas melhorias em terapia, em países com ou sem rastreio
Botha e outros (2003)		Analisar as taxas de incidência e de mortalidade para 16 países europeus					A adoção de hábitos saudáveis, incluindo a alimentação, constitui fator de proteção contra o desenvolvimento de vários cânceres
Garófalo e outros (2004)		Analisar a relação entre câncer e nutrição, e algumas modificações na alimentação que podem prevenir alguns tipos de cânceres.		Enfoque epidemiológico	Revisão de estudos epidemiológicos	Análise associativa	

<b>Autor(es)</b>	<b>Período</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Região Analisada</b>	<b>Tipo de Dados</b>	<b>Fonte dos Dados</b>	<b>Método</b>	<b>Resultados</b>
Girianelli e outros (2014)	1980- 2010	Analisar a evolução da mortalidade por câncer do colo uterino e de mama segundo indicadores socioeconômicos e assistências.	Capitais e demais municípios do Brasil	Dados agregados de série temporal	SM, IBGE, IPEA	Padronização pelo método direto, Correlação de Pearson e Regressão por joinpoint	Ocorreu queda da mortalidade por câncer de colo uterino, exceto em municípios das regiões NO e NE fora das capitais; declínio para mama nas capitais e a partir do final da década de 90. Observou-se forte correlação direta entre indicadores positivos e inversa com a taxa de fecundidade e mortalidade por câncer de mama nos municípios do interior dos estados.
Gonçalves e outros (2007)	1980-2002	Avaliar o comportamento do coeficiente de mortalidade por câncer de mama em mulheres	Estados da Região Sul do Brasil	Série temporal	DATASUS	Método direto, modelo de regressão linear simples, modelo de regressão linear múltipla análise de resíduos,	O RS apresenta maior taxa de mortalidade padronizada em todos os anos investigados. SC e PR têm taxas de mortalidade semelhantes. Espera-se um aumento de 0,42 (RS), 0,41 (SC) e 0,47 (PR) óbito a cada ano. A taxa média de mortalidade do RS (14,45) é diferente das taxas de SC e PR (8,93 e 9,95; respectivamente). Estima-se que, a cada ano, haja um aumento de 0,47 óbito na taxa de mortalidade por câncer de mama, independente do Estado.
Guerra e outros (2005)	2000-2004	Descrever alguns tipos de câncer e os fatores associados ao risco de adoecer por estes cânceres.		Revisão da literatura	Index Medicus Medline	Leitura cuidadosa de todos os artigos selecionados	A avaliação do risco de câncer no Brasil deve levar em consideração a dificuldade dos registros de câncer existentes no país para manter a coleta de dados continuamente. Na maioria das vezes, estes registros enfrentam problemas estruturais para a sua manutenção, o que pode levar a vieses que se refletirão na análise dos dados das diferentes regiões do país.
Kofman e outros (1999)		Apresentar algumas das características da distribuição de algumas localizações tumorais em mulheres adultas no Brasil	Algumas capitais brasileiras	Análise comparativa	Registros de CâncerBase Populacional - Ministério da Saúde	Busca ativa	A ocorrência de neoplasias em mulheres durante a vida adulta no Brasil apresenta desafios com características de distribuição e obstáculos distintos a serem superados.

Autor(es)	Período	Objetivo	Região Analisada	Tipo de Dados	Fonte dos Dados	Método	Resultados
Lacey e outros (2002)	1970-1980	Analisar as tendências das taxas de incidência e mortalidade do câncer de mama	EUA	Análise histórica e temporal	National Cancer Institute's Surveillance, Epidemiology, and End Results (SEER)	Revisão de literatura	Os dados sugerem que o câncer de mama entre jovens mulheres de diferentes grupos raciais ou étnicos podem refletir diversos processos de doença. As mudanças nas taxas de incidência ao longo do tempo refletem mais ampla utilização de mamografia de triagem, melhorias na coleta de dados e diagnóstico, mas o aumento consistente sugere que, em todo o mundo, a incidência está aumentando.
Malta e outros (2008)	1980 -2003	Descrever a tendência da mortalidade por câncer de mama no Brasil e em Estados selecionados segundo a faixa etária.	Brasil e Estados brasileiros	Análise descritiva	SIM SVS/MS IBGE	Técnica não paramétrica de Lowess Ajuste de modelos	Na análise dos Estados selecionados de 1990/03, entre 30 e 49 anos no Estado de MS, entre 50 e 59 anos, em SC e MS, entre 60 e 69 anos, nos Estados de PE e PR e redução no Estado do RJ, no grupo acima de 70 anos, os acréscimos nas taxas ocorreram nos Estados de PE, ES, PR, SP e MS.
Martins e outros (2009)	1989-2003	Analisar a mudança temporal do estágio clínico do câncer de mama ao diagnóstico em mulheres	Goiânia - GO	Estudo retrospectivo de série temporal	Registros de Câncer Base Populacional de Goiânia	Teste Z	Identificados 3 204 casos de câncer de mama. A média de idade foi de 56 anos (dp±16 anos). Quanto ao estágio da doença, evidenciou-se que 45,6% dos casos eram localizados na mama, com aumento de 19,2% entre o primeiro e o terceiro quinquênio.
Matos e outros (2009)	1996- 2004	Analisar o perfil dos óbitos por câncer de mama	Maringá - PR	Série temporal	SIM SVS/MS IBGE Datasus	Regressão de Poisson Regressão linear simples	Constatou-se aumento do número de óbitos com predominância nas mulheres com 40 a 69 anos e com escolaridade até oito anos de estudo. Houve um aumento expressivo da mortalidade em mulheres brancas, porém não estatisticamente significativo.
Mendonça e outros (1993)		Mostrar a importância do câncer enquanto causa de morte e morbidade para a população feminina brasileira	Capitais nacionais	Análise descritiva	MS RCBP	Estudo descritivo Revisão de literatura	Os programas, de "screening" e de diagnóstico precoce para o câncer de colo uterino tiveram coberturas muito baixas



<b>Autor(es)</b>	<b>Período</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Região Analisada</b>	<b>Tipo de Dados</b>	<b>Fonte dos Dados</b>	<b>Método</b>	<b>Resultados</b>
Paulinelli e outros (2003)		Comentar tendências atuais para o câncer de mama, de forma comparativa e possíveis fatores envolvidos nessas mudanças.	Goiânia e Brasil	Análise comparativa	Inca	Estudo descritivo Revisão de literatura	Necessidade de evoluir com relação às políticas de saúde pública, relacionadas ao melhor esclarecimento da população e o melhor acesso ao serviço médico e aos mamógrafos
Pereira e outros (2014)	2006-2012	Determinar o grupo etário em que é recomendada a mamografia de rastreio, e sua periodicidade	NET	Revisão sistemática	Principais bases de dados internacionais de literatura médica	Taxonomia SORT para a classificação dos resultados	Foram selecionados cinco artigos, todos em língua inglesa: três revisões sistemáticas, uma meta-análise e uma norma de orientação clínica baseada numa revisão sistemática.
Rodrigues e outros (2011)	1980/2006	Analisar a tendência de mortalidade por câncer de mama e colo do útero	Juiz de Fora - MG	Série temporal	SM Datasus IBGE	Modelos de regressão polinomial Modelo linear, parabólicos de segunda e de terceira ordem emodeloexponencia l.	Verificou-se que a mortalidade por câncer de mama aumentou e a de colo do útero diminuiu na população feminina no período analisado. O aumento na mortalidade do câncer de mama ficou concentrado nas faixas etárias de 50 a 59 anos e acima de 70 anos; A tendência foi decrescente entre 30 a 39 anos e 60 a 69 anos e estável entre 40 e 49 anos.
Santos e outros (2010)	Ago/Set/Out de 2009	Fazer uma análise do SISMA		Estudo transversal retrospectivo	SUS	Revisão de literatura	O problema mais frequentemente encontrado foi a omissão de dados nas fichas, principalmente no quesito cirurgias anteriores, constatando-se 302 omissões (30,2%).
Sclowitz e outros (2005)	2002	Avaliar a prevalência de condutas na prevenção secundária do câncer de mama e fatores associados.	Pelotas	Estudo transversal de base populacional		Regressão de Poisson	Os fatores associados a maiores prevalências das condutas na prevenção secundária do câncer de mama foram: pertencer às classes sociais mais altas; ter a maior combinação de fatores de risco para neoplasia mamária; ter história familiar de câncer de mama; fazer uso de terapia de reposição hormonal e ter sido submetida à biópsia por patologia mamária.

<b>Autor(es)</b>	<b>Período</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Região Analisada</b>	<b>Tipo de Dados</b>	<b>Fonte dos Dados</b>	<b>Método</b>	<b>Resultados</b>
Silva e outros (2014)	2010	Investigar o nível de implementação das recomendações do governo quanto ao exame clínico anual das mamas para mulheres a partir dos 40 anos e rastreamento mamográfico bianual entre 50 e 69 anos.	Brasil e grandes regiões	Estudo transversal	Sistema de Informações Ambulatoriais (SIA), do SSMAMA, do Sistema de Informações Hospitalares (SIH) e do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM)	Análise descritiva	Cobertura baixa de mamografia entre a população alvo (32%: 50-59 anos; 25%: 60-69 anos). A proporção de mulheres com achados radiológicos anormais submetidas à biópsia também foi baixa (27%: 50-59 anos; 63%: 60-69 anos). O número de cirurgias para câncer de mama foi maior do que o número de casos detectáveis pela mamografia, mas muito inferior ao número estimado de casos incidentes para 2010. Existem desigualdades regionais no acesso à detecção precoce e à cirurgia, sendo o acesso mais baixo no Norte e mais alto no Sul.
Thuler e outros (2003)		Contribuir para um melhor conhecimento da efetividade das ações de prevenção do câncer de mama feminino		Revisão de literatura	NET	Análise descritiva	As evidências obtidas de ensaios clínicos sugerem uma diminuição de 25% da mortalidade por câncer de mama com o rastreamento mamográfico de rotina. Além disso, há evidências indiretas de que o rastreamento por exame clínico das mamas reduz o número de mortes por este câncer.
Wunsch Filho e outros (2002)	1980/1995	Descrever a distribuição da mortalidade por câncer nas populações das cinco regiões geográficas brasileiras e avaliar a tendência temporal da doença	Regiões geográficas brasileiras	Série temporal	Declarações de óbito e dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).	Método direto	O câncer de pulmão e mama foram as principais causas de morte. Entre 1980/95, a mortalidade apresentou variação negativa nos homens (-0,3%) e feminina (-4,8%). A variação foi positiva para próstata (38,3%), pulmão (10,5%) e, mais recentemente, colorretal 14,5% entre 1989 e 1995) nos homens; e pulmão (26,7%), retal (14,5% entre 1989 e 1995) nos homens; e pulmão (26,7%), mama (9,9%) e colorretal (10,2% entre 1989 e 1995) nas mulheres. mama (9,9%) e colorretal (10,2% entre 1989 e 1995) nas mulheres. por câncer do colo de útero. Para câncer de mama foi inverso.

Autor(es)	Período	Objetivo	Região Analisada	Tipo de Dados	Fonte dos Dados	Método	Resultados
Zago e outros (2005)	1980-1999	Analisar as tendências témporo-espaciais da mortalidade por câncer de mama.	Baixada Santista	Estudo ecológico témporo-espacial	Dep. de Estatística do SUS Fundação Sistema Estadual de Análise e de Dados (Seade)	Regressão linear simples Regressão linear multivariado	Tendências de crescimento dos coeficientes na Região Metropolitana e outras áreas. Variação intrametropolitana que parte de patamares e ritmos de crescimento temporal maiores do que o estadual e o nacional. Santos apresenta coeficientes padronizados entre 25 e 35 casos/100 mil mulheres, superiores aos encontrados nas demais cidades da Baixada Santista e também àqueles encontrados na cidade e no Estado de São Paulo e no Brasil.

**APÊNDICE B – Tabela 14 – Fator de Inflação da Variância (*Vector Inflation Fator* – VIF)**

Tabela 14 – Fator de Inflação da Variância (*Vector Inflation Fator* - VIF)

Variáveis	Variáveis de Coorte Transversal			Variáveis em Panel
	1990	2000	2010	
IDHR	4,85	5,33	5,32	4,60
IDHE	3,42	4,48	3,64	5,92
IDHL	3,12	3,18	3,10	5,78
FEC	2,66	1,96	1,83	3,08
NPS	1,25	1,14	1,99	1,83
NES	1,24	1,09	1,27	1,39
PR/PU	1,23	1,08	1,47	1,17
IND	1,11	1,09	1,16	1,12
GPS	1,09	1,04	1,28	1,77
MJF	1,06	1,13	1,32	1,04
VIF (média)	2,10	2,15	2,24	2,77

Fonte: Elaboração própria com base no *software* STATA.

**APÊNDICE C – Tabela 15 – Análise da significância das variáveis apresentadas nos Modelos (f) e (l) da Tabela 8**

Tabela 15 – Análise da significância das variáveis apresentadas nos Modelos (f) e (l) da Tabela 8

Variáveis	Taxas sem correção para causas Mal Definidas (Modelo "f")				Taxas com correção para causas Mal Definidas (Modelo "l")			
	(f)	(.1)	(f.2)	(f.3)	(l)	(l.1)	(l.2)	(l.3)
IDHR	6,139*	-	7,732***	-	2,365	-	5,192*	-
IDHL	9,301***	-	-	-	6,238*	-	-	-
IDHE	-2,254*	1,902**	-	-	-0,569	1,775*	-	-
IND	-0,003	-0,004	-0,005	0,001	-0,015	-0,016	-0,016	-0,012
FEC	-0,387*	-0,717***	-0,610***	-0,969***	-0,018	-0,217	-0,211	-0,451***
MJF	-0,050	-0,032	-0,036	-0,027	-0,032	-0,022	-0,023	-0,017
PR/PU	0,000	-0,014	0,009	-0,030	0,022	0,018	0,029	0,003
GPS	-0,186*	-0,175*	-0,187*	-0,092	-0,174*	-0,168*	-0,155*	-0,091
NPS	-0,036	-0,036	-0,037	-0,019	-0,029	-0,029	-0,025	-0,013
NES	-0,003	0,124	0,095	0,290	0,051	0,131	0,155	0,286
CTE.	0,473	10,274***	5,998***	11,492***	4,148	9,761***	7,208***	10,897***
R2	0,14	0,10	0,14	0,10	0,08	0,04	0,10	0,05
AIC	36720,94	36749,81	36736,61	36758,41	37509,62	37515,91	37514,56	37522,17
BIC	36796,23	36811,41	36798,20	36813,16	37584,90	37577,50	37576,16	37576,92

Notas: \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$ .

## APÊNDICE D – Quadro 2 – Sinais esperados e outras informações sobre as variáveis explicativas

Quadro 1 – Sinais esperados e outras informações sobre as variáveis explicativas

Variável	Descrição	Justificativa para o Uso	Fonte	Sinal Esperado	Disponibilidade	Frequência
IDHE	Índice de desenvolvimento humano - Educação	Thuler (2003); Di Pietro e outros (2007); Hussain e outros (2008); Matos e outros (2009)	Atlas de Desenvolvimento Humano - PNUD	-	1991 a 2010	Decenal
IDHL	Índice de desenvolvimento humano - Longevidade	Arcuri (2006); Di Pietro e outros (2007); Malta e outros (2008); Silva e outros (2011); Inca (2015b);	Atlas de Desenvolvimento Humano - PNUD	+	1991 a 2010	Decenal
IDHR	Índice de desenvolvimento humano - Renda	Koifman e Koifman (2003); Guerra e outros (2005); Braye e outros (2012); Rosas e outros (2013); Grianelli e outros (2014); Silva e outros (2014);	Atlas de Desenvolvimento Humano - PNUD	+	1991 a 2010	Decenal
IND	PIB per capita Municipal da Indústria	Guerra e outros (2005)	IBGE / IPEADATA	+	1920 a 2010	Quinquenal até 1996 e anual de 1999 a 2010
FEC	Taxa de fecundidade	Mendonça (1993); Guerra e outros (2005); Arcuri (2006); Malta e outros (2008); Grianelli e outros (2014)	Atlas de Desenvolvimento Humano - PNUD	-	1991 a 2010	Decenal
MJG	Percentual de mulheres jovens com filhos (idade < 18)	Gonçalves e outros (2007); Malta e outros (2008); Bussolotto e outros (2012); Britto (2015);	Atlas de Desenvolvimento Humano - PNUD	-	1991 a 2010	Decenal
PR/PU	Proporção da população rural em relação à urbana	Gebrin e Quadros (2006); ZAGO e outros, (2005)	Atlas de Desenvolvimento Humano - PNUD	+	1940 a 2010	Decenal
GPS	Gastos Públicos per capita em Saúde	Relatório Mundial da Saúde - WHO (2010)	Tesouro Nacional - IPEADATA	-	1990 a 2011	Anual
NES	No. de Estabelecimentos de Saúde (a cada 100 mil hab.)	Gebrin e Quadros (2006)	Rede Assistencial do TabNet - DATASUS	-	1981 a 2014	Irregular até 08/2005 e mensal após.
NPS	No. de Profissionais de Saúde (a cada 100 mil hab.)	Gebrin e Quadros (2006)	Rede Assistencial do TabNet - DATASUS	-	1981 a 2014	Irregular até 08/2005 e mensal após.
DG	<i>Dummies</i> Geográficas	Paulinelli e outros (2003); Althuis e outros (2005); Boing e outros (2007); Silva e outros (2014)	Criação própria com base nas regiões brasileiras	Depende da Região	Não se aplica	Não se aplica
DPM	<i>Dummies</i> de Porte Municipal	Gebrin e Quadros (2006); ZAGO e outros, (2005)	Criação própria com base na população municipal	Depende do Porte	Não se aplica	Não se aplica
TEND	<i>Dummy</i> de Tendência	Lacey e outros (2002); Wunsch Filho e outros (2002); Paulinelli e outros (2003); Malta e outros (2008); Ferlay e outros (2010b); Siegel e outros (2014).	Criação própria com base nos períodos analisados	+	Não se aplica	Não se aplica

Fonte: Elaboração própria