

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
INSTITUTO DE CIÊNCIAS EXATAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ESTATÍSTICA

Dissertação de Mestrado:

**Associação espaço-temporal entre mortalidade por neoplasias
e proximidade de antenas de telefonia celular
em Belo Horizonte**

Mestranda: Vanessa Loureiro Silva

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Azevedo Costa

Co-orientadora: Profa. Dra. Edna Afonso Reis

Belo Horizonte, 19 de março de 2012.

Vanessa Loureiro Silva

**Associação espaço-temporal entre mortalidade por neoplasias
e proximidade de antenas de telefonia celular
em Belo Horizonte**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Estatística do Instituto de Ciências Exatas da Universidade Federal de Minas Gerais como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Estatística.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Azevedo Costa

Co-orientadora: Profa. Dra. Edna Afonso Reis

Belo Horizonte

2012

Associação espaço-temporal entre mortalidade por neoplasias
e proximidade de antenas de telefonia celular
em Belo Horizonte

Vanessa Loureiro Silva

Dissertação defendida e aprovada pela Banca Examinadora:

Prof. Dr. Marcelo Azevedo Costa
EST-UFMG

Profa. Dra. Edna Afonso Reis
EST-UFMG

Profa. Dra. Marina Silva Paez
IM-UFRJ

Profa. Dra. Waleska Teixeira Caiaffa
EM-UFMG

Belo Horizonte, 19 de março de 2012.

*Sonho que se sonha só
É só um sonho que se sonha só
Mas sonho que se sonha junto é realidade...
(Raul Seixas)*

Agradecimentos

Agradeço primeiramente a Deus e à Nossa Senhora, pela proteção constante e por todas as maravilhosas oportunidades concedidas, fundamentais para esta conquista.

Aos meus queridos pais, Luiz e Schirley, meu porto seguro, pelo amor e apoio incondicionais, tornando este projeto possível. À minha mana Vivi, companheira sempre, inclusive nas madrugadas de escrita deste trabalho. Ao meu namorado Marcus, pelo carinho, cumplicidade e paciência. Às queridas Ana e Ray, que tornavam nossa antiga república um cantinho descontraído e familiar, foi muito bom morar com vocês! À minha prima Marisa, pela generosa acolhida e preciosa amizade. A meus amados amigos Ariane e Thalles, por serem tão especiais e presentes, apesar da distância.

Ao meu orientador, Marcelo Azevedo, pelos ensinamentos e dedicação durante a realização deste trabalho. À minha co-orientadora, Edna Reis, pelos primeiros conhecimentos em Estatística Espacial, pelo convite em fazer parte da equipe LESTE, pela motivação, sabedoria, comprometimento, confiança e amizade ao me orientar em diversos projetos.

Aos demais educadores do Departamento de Estatística da UFMG, em especial, aos professores Gregorio Atuncar e Rosângela Loschi, pelas orientações valiosas durante a graduação, e à querida Denise Duarte, pelos ensinamentos e pela amizade. Às funcionárias da Secretaria, Mayara e Rogéria, e ao Colegiado de Pós-graduação, em especial, à professora Glaura Franco, pelo apoio sempre que solicitado.

Aos professores Ilka Reis (EST-UFMG), Marcos Santos (EST-UFMG), Waleska Caiaffa (EM-UFMG) e Marina Paes (IM-UFRJ), por aceitarem o convite para participar das bancas examinadoras (Qualificação e Defesa), pela leitura e contribuições na dissertação. À Adilza Dode, pela concessão dos bancos utilizados neste trabalho. Ao Bráulio Silva (SOA-UFMG), pela valiosa ajuda no georreferenciamento de dados.

Aos amigos verdadeiros que fiz na UFMG. À Erica, menina de ouro, sempre atenciosa, prestativa e confiante. Aos companheiros que tive a honra de conhecer, Paulo, Gabriel, Wecley e Rodolfo, pela ajuda nos momentos mais difíceis do curso e também por proporcionarem os mais divertidos. Aos amigos da graduação e aos veteranos Zé Luiz, Cristiano e Fábio, pela amizade e pelos conhecimentos e almoços compartilhados.

À Capes, pela bolsa concedida. À Infraero, pelo apoio para a conclusão deste projeto.

Enfim, agradeço a todos que me ajudaram e torceram por mim! Muito obrigada!

Resumo

Com o desenvolvimento da tecnologia e das comunicações, as fontes de campos eletromagnéticos (CEM) criadas pelo homem aumentaram consideravelmente. Há evidências crescentes sobre os potenciais riscos à saúde associados a esses campos, visto que os seres humanos são sistemas bioelétricos, podendo interagir com a radiação. Poucos estudos foram realizados investigando especificamente as estações radiobase (ERBs) de telefonia celular como fonte da radiação eletromagnética e seus efeitos. Residentes nos entornos das antenas transmissoras do sistema de telefonia celular estão mais sujeitos à exposição e devem ser observados. Em seu trabalho de doutorado concluído em 2010, Adilza Dode investigou, descritivamente, a correlação entre a localização das ERBs e casos de óbitos por neoplasias (cânceres) relacionadas à radiação eletromagnética, no município de Belo Horizonte, no período de 1996 a 2006. Neste trabalho, damos continuidade à análise dos dados de Dode utilizando técnicas de análise espaço-temporal de processos pontuais espaciais bivariados, mas serão considerados apenas os óbitos ocorridos a partir do ano 2000 (após a instalação das antenas). Além disso, georreferenciamos óbitos por neoplasias não relacionadas à radiação eletromagnética ocorridos no município no mesmo período, para serem tomados como Controles. Tendo em vista a necessidade de investigar formalmente a interação das antenas de telefonia celular com os óbitos, tanto Casos como Controles, realizamos duas modificações na função Kt_{12} proposta por Pinheiro (2009), que testa a independência espaço-temporal entre dois processos pontuais, mas cujas hipóteses alternativas não atendem ao teste requerido na aplicação em estudo. Através da segunda modificação proposta, função $Kt_{12}^{(2)}$, encontramos evidências de uma interação espacial positiva e temporal negativa entre Antenas e Casos, que se acentua com o aumento do tempo de exposição T , como também entre Antenas e Controles, embora mais modesta e mais fraca com o aumento do tempo T . Os resultados são uma motivação para novos estudos de associação entre neoplasias e antenas de telefonia celular.

Palavras-chave: Campos Eletromagnéticos; Estações Radiobase; Processos Pontuais Bivariados; Função K de Ripley; Função Kt_{12} .

Abstract

With the development of technology and communications, sources of electromagnetic fields (EMFs) created by humans increased considerably. There is increasing evidence about the potential health risks associated with these fields, since humans are bioelectrical systems and may interact with radiation. Few studies have been conducted specifically considering the cell phone base stations as a source of electromagnetic radiation. Residents in the surroundings of the antennas of the cellular telephone system are more susceptible to exposure to EMF and should be observed. In her thesis completed in 2010, Adilza Dode investigated, descriptively, the correlation between the location of base stations and cases of deaths from neoplasms (cancers) in the city of Belo Horizonte, in the period 1996 to 2006. In this work, we will continue to Dode's thesis, using analysis techniques of Bivariate Point Processes, but will be considered only deaths from the year 2000 (after installing the antennas). Moreover, we geocode deaths from cancer unrelated to electromagnetic radiation occurred in the city during the same period, to be taken as Controls. Given the need to formally investigate the interaction of cellular antennas with deaths in both Cases and Controls, we made two changes in the Kt_{12} function proposed by Pinheiro (2009), which tests the independence of spatiotemporal two point processes, but whose alternative hypotheses do not meet the criteria required in the application under study. By the second proposed amendment, $Kt_{12}^{(2)}$ function, we find evidence of an positive spatial interaction and negative temporal interaction between Antennas and Cases, which increases with increasing exposure time T , as also between Antennas and Controls, although more modest and weaker with increasing time T . The results are a motivation for further studies of association between cancer and cell phone antennas.

Keywords: Electromagnetic Fields, Base Stations; Bivariate Point Processes; Ripley's K function; Kt_{12} function.

Sumário

Lista de Figuras	vi
Lista de Tabelas	viii
1 Introdução	1
2 Objetivos	3
2.1 Objetivo Geral	3
2.2 Objetivos Específicos	4
3 Revisão da Literatura	5
3.1 Estações Radiobase	5
3.1.1 Exposição humana	5
3.1.2 Exposição de animais e plantas	18
3.2 Estudos laboratoriais	22
4 Materiais e Métodos	26
4.1 Os dados	26
4.2 Análise de Processos Pontuais	29
4.2.1 Função K de Ripley Univariada	31
4.2.2 Função K_{12}	33
4.2.3 Função Kt_{12}	34
4.2.4 Modificações na função Kt_{12}	37
4.3 Risco relativo e Razão das chances	46
5 Resultados	47
5.1 Antenas	47
5.2 Casos	52
5.3 Controles	56

5.4	Antenas e Casos	60
5.5	Antenas e Controles	66
5.6	Casos e Controles	71
5.7	Modelo Logístico	72
6	Conclusões	75
7	Referências	77

Lista de Figuras

1	Distribuições de frequência dos sintomas em função das distâncias, para as classes Frequentemente e Muito frequentemente (Santini <i>et al.</i> , 2002)	6
2	Fluxogramas sobre as edições nos bancos de dados	27
3	Representação do cubo \mathcal{A} englobando todos os eventos espaço-temporais envolvidos no problema (Pinheiro, 2009)	35
4	Solução para efeito de borda segundo a abordagem de replicação de um dos cubos (Pinheiro, 2009)	36
5	Volume do cilindro hachurado: Valor teórico de $Kt_{12}^{(1)}(h; T)$ sob H_0	38
6	Cenários e respectivos testes via Função $Kt_{12}^{(1)}$	41
7	Função $Kt_{12}^{(1)}$: Médias para os valores observados e limites de confiança das 50 simulações, em cada um dos três cenários	42
8	Cenários e respectivos testes via Função $Kt_{12}^{(2)}$	45
9	Função $Kt_{12}^{(2)}$: Médias para os valores observados e limites de confiança das 50 simulações, em cada um dos três cenários	46
10	Mapas das 847 antenas	48
11	Distribuição das antenas por Ano do licenciamento	49
12	Grade sobre o município de Belo Horizonte, com centróides das células	51
13	Estimativas das radiações emitidas no município	52
14	Mapas dos óbitos (Casos)	53
15	Taxa de óbitos, por 10.000 habitantes, nos Setores Censitários (Casos)	54
16	Distribuição dos óbitos por Ano (Casos)	55
17	Histogramas da variável Idade, geral e segundo o Sexo (Casos)	56
18	Mapas dos óbitos (Controles)	57
19	Taxa de óbitos, por 10.000 mil habitantes, nos Setores Censitários (Controles)	58
20	Distribuição dos óbitos por Ano (Controles)	59
21	Histogramas da variável Idade, geral e segundo o Sexo (Controles)	60

22	Taxas de mortalidade de acordo com a distância das ERBs (Casos)	62
23	Riscos relativos em cada faixa de distância (Casos)	62
24	Mapas da Intensidade incidente nos órbitos (Casos)	63
25	Função $Kt_{12}^{(2)}$: Casos e Antenas	65
26	Taxas de mortalidade de acordo com a distância das ERBs (Controles)	67
27	Riscos relativos em cada faixa de distância (Controles)	67
28	Mapas da Intensidade incidente nos órbitos (Controles)	68
29	Histogramas das Intensidades eletromagnéticas estimadas para Casos e Controles	69
30	Função $Kt_{12}^{(2)}$: Controles e Antenas	71
31	Diferença das Funções K de Casos e Controles	72
32	Histogramas das Intensidades eletromagnéticas estimadas para Casos e Controles*	74

Lista de Tabelas

1	Resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos relacionados a estações radiobase e ao bem-estar	11
2	Casos de câncer na área exposta (Wolf e Wolf, 2004)	13
3	Comparando incidência de câncer entre área exposta e demais locais (Wolf e Wolf, 2004)	14
4	Casos de câncer em ambas as áreas (Eger <i>et al.</i> , 2004)	15
5	Comparando incidência de câncer em áreas ao redor das ERBs (Eger <i>et al.</i> , 2004)	15
6	Casos de câncer na área exposta (Eger e Neppe, 2009)	17
7	Quadro-resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos relacionados a estações radiobase e a neoplasias	18
8	Quadro-resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos relacionados a estações radiobase e a fauna e flora	22
9	Quadro-resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos laboratoriais que simularam a radiação emitida por estações radiobase	25
10	Cruzamento das variáveis Exposição e Patologia	46
11	Distribuição das antenas licenciadas de 1999 a 2006, segundo a Regional . .	49
12	Distribuição de óbitos e taxas de mortalidade por Regional (Casos)	53
13	Distribuição de óbitos segundo o Sexo (Casos)	55
14	Estatísticas descritivas da variável Idade no óbito, geral e por Sexo (Casos)	56
15	Distribuição dos óbitos e taxas de mortalidade por Regional (Controles) . .	57
16	Distribuição de óbitos segundo o Sexo (Controles)	58
17	Estatísticas descritivas da variável Idade no óbito, geral e por Sexo (Controles)	60
18	Taxa de mortalidade, por 10.000, de acordo com a distância do óbito até a antena mais próxima e Riscos relativos (Casos)	61

19	Estatísticas descritivas da variável Intensidade incidente nos óbitos (Casos)	64
20	Estatísticas descritivas da variável Número de antenas cuja distância dos óbitos está entre $100x$ e $100(x + 1)$, para $x = 0, 1, \dots, 9$ (Casos)	64
21	Taxa de mortalidade, por 10.000, de acordo com a distância do óbito até a antena mais próxima e Riscos relativos (Controles)	66
22	Estatísticas descritivas da variável Intensidade incidente nos óbitos (Con- troles)	68
23	Estatísticas descritivas da variável Número de antenas cuja distância dos óbitos está entre $100x$ e $100(x + 1)$, $x = 0, \dots, 9$ (Controles)	70
24	Estatísticas descritivas da variável Idade no óbito, geral e por Sexo - Con- troles*	73
25	Estatísticas descritivas da variável Intensidade incidente nos óbitos (Con- troles*)	74

1 Introdução

Campos eletromagnéticos (CEM) ocorrem na natureza e sempre estiveram presentes na Terra. Entretanto, desde o fim do século XX, com o desenvolvimento da tecnologia e das comunicações, as fontes de campos eletromagnéticos criadas pelo homem aumentaram consideravelmente. Pode-se citar como fontes não naturais dos CEM, por exemplo, rádios, TVs, repetidoras de microondas e telefonia celular, entre outras.

A dependência crescente da tecnologia moderna em relação a esses CEM é preocupante, já que estas tecnologias foram projetadas para maximizar a eficiência da energia e a comodidade, sem levar em conta os efeitos biológicos no ser humano. Há evidências sobre os potenciais riscos à saúde associados a estes campos eletromagnéticos, visto que os seres humanos são sistemas bioelétricos, tendo funções vitais do coração e cérebro reguladas por sinais bioelétricos internos.

A fim de determinar limites e padrões para proteger as pessoas da exposição excessiva aos campos eletromagnéticos, pesquisas têm sido realizadas em todo o mundo. Estudos constataram que exposições curtas a altas intensidades determinam efeitos agudos e de curta duração, denominados de efeitos térmicos. Por definição, tais efeitos provocam elevação de temperatura de, no mínimo, 1°C em todo o corpo humano ou localizadamente, a partir da energia absorvida dos CEM. Já exposições prolongadas a baixas intensidades determinam efeitos não térmicos, como alteração de eletroencefalograma, distúrbios do sono e comportamentais, perda de memória recente, dificuldades de concentração, doenças neurodegenerativas, aborto, má formação fetal, linfoma, leucemia e câncer (Dode, 2010).

Embora haja diversas pesquisas publicadas que investigam a relação entre a exposição aos campos eletromagnéticos e os possíveis riscos à saúde, poucos estudos foram realizados considerando especificamente as estações radiobase (ERBs) de telefonia celular como fonte da radiação eletromagnética. Residentes nas proximidades das antenas transmissoras do sistema de telefonia celular estão mais sujeitos à exposição aos CEM e devem ser observados.

Na cidade de Belo Horizonte, a expansão do sistema de telefonia celular e o acréscimo

das instalações de antenas transmissoras de radiação eletromagnética começaram a partir de 1999, e as mesmas continuam sendo instaladas cada vez mais próximas da população, produzindo uma contaminação eletromagnética no ambiente que pode vir a superar os limites de aceitação humana aos seus efeitos.

Em seu trabalho de doutorado em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos, concluído em 2010, Adilza Dode investigou, descritivamente, a correlação entre a localização das estações radiobase e de óbitos por neoplasias (cânceres) relacionadas à radiação eletromagnética neste município, no período de 1996 a 2006. Neste trabalho, damos continuidade à análise dos dados de Dode, mas serão considerados apenas os óbitos ocorridos a partir do ano 2000 (após a instalação das antenas).

Além de técnicas de Estatística Básica e Espacial para descrever e representar cada processo separadamente, Dode (2010) relacionou ambos através do cálculo das taxas de mortalidade em dez faixas de distância das antenas (desde a faixa “até 100 m” até a faixa “até 1.000 m”), as quais foram comparadas de forma descritiva. Neste trabalho, fazemos uma análise similar, mas para garantir que um óbito não seja contabilizado mais de uma vez, relacionamos os óbitos e as antenas através do cálculo da distância dos óbitos até a antena mais próxima a ele, instalada antes da ocorrência do mesmo. Após categorizar as distâncias em faixas, calculamos as medidas Risco relativo e Razão das chances, com os respectivos intervalos de confiança, para comparar as taxas de mortalidades.

Ainda descrevendo a metodologia estatística a ser aplicada em nosso trabalho, a fim de realizar uma análise mais sofisticada da interação entre a localização das antenas de telefonia celular e dos óbitos, utilizamos técnicas de análise de processos pontuais espaciais bivariados. Propomos duas pequenas modificações na função Kt_{12} de Pinheiro (2009), que testa a independência espaço-temporal entre dois processos pontuais, contra as hipóteses alternativas de interação espaço-temporal positiva ou interação espaço-temporal negativa. Na nossa aplicação, é de interesse testar se os casos de óbitos por neoplasias relacionadas aos CEM estão próximos das antenas no espaço, mas com uma certa distância no tempo, visto que uma exposição muito imediata à radiação emitida pelas antenas não determinaria um câncer. Assim, as hipóteses alternativas detectadas pelas modificações propostas

são interação espacial positiva e temporal negativa ou vice-versa, contemplando então a interação que objetivamos testar.

Refinando mais a análise, georreferenciamos os óbitos por neoplasias não relacionadas à radiação (Controles), disponíveis em um banco fornecido por Dode - mas não georreferenciados nem utilizados por ela em sua análise, e testamos também a interação destes óbitos com as antenas, a fim de compará-la com a interação testada entre as antenas e os óbitos relacionados à radiação (Casos). Esta comparação deve ser feita para verificar se a presença ou ausência de interação entre os óbitos do tipo Casos e as antenas está mesmo relacionada à radiação emitida por elas ou é explicada pela disposição natural da população. Ressalta-se que as expressões Casos e Controles serão utilizadas em todo o texto por simplificação, mas os termos corretos seriam, respectivamente, Óbitos relacionados aos CEM e Óbitos não relacionados aos CEM, visto que, de forma usual, a denominação Casos é empregada para o grupo exposto, culminando em óbito (ou doentes) e Controles para o grupo não exposto, resultando em não óbitos (ou não doentes). Nessa situação, ambos os grupos estão expostos à radiação e são óbitos; logo, as expressões Casos e Controles devem ser interpretadas com cuidado no trabalho.

Este trabalho está organizado da seguinte forma: na Seção 2, descrevem-se os objetivos propostos; na Seção 3, realiza-se uma revisão bibliográfica dos estudos relativos à associação entre a radiofrequência emitida pelas ERBs e os efeitos na saúde; na Seção 4, descreve-se a metodologia estatística utilizada neste trabalho; na Seção 5, são apresentados os resultados do estudo e, finalmente, na Seção 6, são apresentadas as conclusões.

2 Objetivos

2.1 Objetivo Geral

- Aplicar e desenvolver técnicas de análise de correlação espaço-temporal que possam refinar a análise descritiva de Dode (2010) dos dados de localizações de óbitos por neoplasias relacionadas aos CEM (Casos) e de antenas de estações radiobase no município de Belo Horizonte no período de 2000 a 2006.

2.2 Objetivos Específicos

- Realizar uma revisão da literatura dos estudos que investigam os possíveis efeitos biológicos oriundos da exposição à radiofrequência emitida pelas estações radiobase. Além de tomar conhecimento das conclusões destes trabalhos, objetiva-se verificar como foi feita a análise dos resultados, sob a ótica estatística.
- Georreferenciar dados de óbitos por cânceres não relacionados à radiação eletromagnética no município de Belo Horizonte, no mesmo período em estudo, para serem tomados como Controles, a fim de comparar o comportamento da interação espaço-temporal testada entre Controles e Antenas com a interação entre Casos e Antenas, além de testar a hipótese nula de rotulagem aleatória contra a alternativa de que há aglomeração de Casos acima do esperado em relação à aglomeração natural dos Controles.
- Realizar uma revisão bibliográfica das técnicas estatísticas que testam a similaridade e independência espacial entre dois processos pontuais, diferenciando tais interesses, comumente confundidos. O teste de similaridade será então aplicado aos processos Casos e Controles (rotulagem aleatória). Já o teste de independência espacial, função K_{12} , será revisado apenas por preceder as extensões das técnicas abordadas em seguida, que testam a independência no âmbito espaço-temporal - função Kt_{12} e modificações propostas.
- Tendo em vista a necessidade de investigar formalmente a interação das Antenas com Casos e também com Controles, realizar duas modificações na função Kt_{12} proposta por Pinheiro (2009), que testa a independência espaço-temporal entre dois processos pontuais, mas cujas hipóteses alternativas não atendem ao teste requerido na aplicação em estudo. Objetiva-se também testar as funções modificadas via cenários simulados entre dois padrões de pontos, a fim de validar seu funcionamento, antes de utilizá-las na aplicação.
- Estimar a intensidade da radiação eletromagnética incidente em cada local de Belo Horizonte por todas as antenas instaladas no município, a partir da relação matemática existente entre a intensidade e a distância às fontes, já que, em um estudo piloto, a radiação foi mensurada por Dode (2010) em apenas 300 pontos, em uma

único bairro. Objetiva-se ainda estimar as radiações incidentes nas localizações de cada órbita da aplicação, tanto Casos como Controles, mas considerando apenas as emissões das antenas instaladas antes dos órbitos.

- Ajustar um modelo que prevê a chance de órbita por neoplasias relacionadas aos CEM em função de certas características disponíveis no banco de dados (sexo, idade, distância da residência em relação às antenas, etc).

3 Revisão da Literatura

Nesta seção, realiza-se uma revisão de pesquisas sobre a exposição aos campos eletromagnéticos emitidos pelas estações radiobase e seus efeitos na saúde. De forma breve, comenta-se também sobre a exposição em estudos de laboratório, provocada de forma a imitar as radiações emitidas pelas antenas de ERBs.

3.1 Estações Radiobase

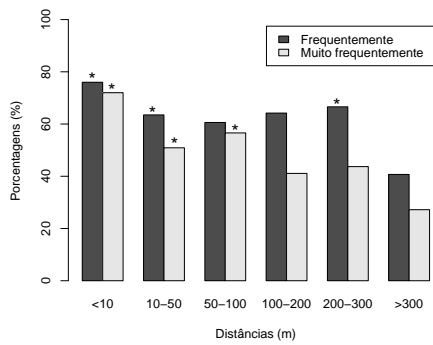
3.1.1 Exposição humana

Apresentam-se a seguir, de forma detalhada, diversos estudos que investigaram a emissão de radiação em pessoas que residiam ou trabalhavam nas proximidades de estações radiobase e suas consequências, dentre elas sintomas no bem-estar e cânceres.

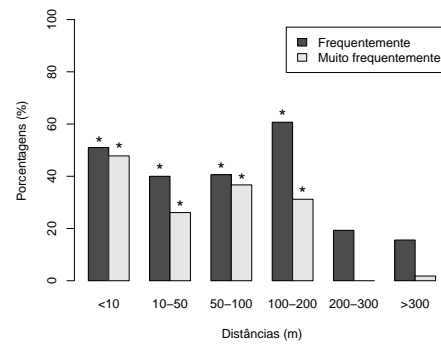
Bem-estar

O primeiro estudo visando investigar uma potencial relação entre exposição aos CEM emitidos pelas estações radiobase e os efeitos no bem-estar foi apresentado, em 2002, por Santini e colaboradores. O trabalho consistiu em uma pesquisa qualitativa realizada na França, utilizando questionários, aplicados a 530 pessoas (270 homens, 260 mulheres), residentes ou não nas proximidades de ERBs. Os participantes deveriam associar os sintomas listados (fadiga, irritabilidade, dores de cabeça, náuseas, perda de apetite, sono perturbado, tendências depressivas, sensação de desconforto, dificuldade de concentração, perda de memória, problemas de pele, distúrbios visuais, distúrbios de audição, tontura, dificuldade de locomoção e problemas cardiovasculares) a um dos quatro níveis, pré-definidos, de ocorrência desses (nunca, às vezes, frequentemente e muito frequentemente). Além

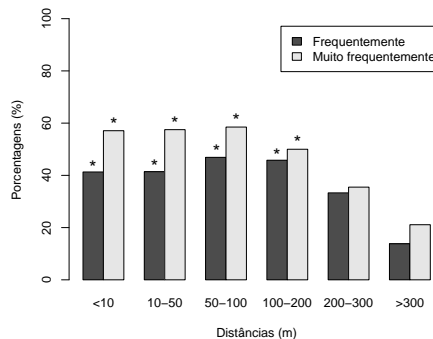
disso, deveriam estimar a distância de seus domicílios à ERB mais próxima utilizando as seguintes categorias: menor que 10 m, de 10 a 50 m, de 50 a 100 m, de 100 a 200 m, de 200 a 300 m e maior que 300 m. Contabilizadas as contagens, para cada sintoma e nível de ocorrência dos mesmos, testes Qui-Quadrado foram realizados, a fim de comparar as frequências das classes de distância, sendo “maior de 300 m” a categoria de referência. Para todos os sintomas e os níveis frequentemente ou muito frequentemente, contagens maiores foram obtidas nas categorias de menores distâncias. Essas superioridades, em comparação à classe de referência, foram significativas (valor $p < 0,05$) na maior parte dos testes. Fadiga, dores de cabeça e distúrbios do sono foram os sintomas mais reclamados; as distribuições de frequência dos mesmos em função das distâncias estão na Figura 1. Os asteriscos localizados acima das barras indicam que os testes para as contagens dessas classes, em relação às da referência, foram significativos.



(a) Fadiga



(b) Dores de cabeça



(c) Distúrbios do sono

Figura 1: Distribuições de frequência dos sintomas em função das distâncias, para as classes Frequentemente e Muito frequentemente (Santini *et al.*, 2002)

É importante destacar que o estudo desenvolvido por Santini e colaboradores foi subjetivo e teve várias falhas. Os participantes se apresentaram em resposta a um anúncio público, as distâncias até as ERBs foram informadas pelas pessoas (nenhuma verificação foi feita para validar tais respostas) e ainda não foram realizados nenhuma medida ou cálculo em relação à exposição aos CEM. Tais fatores podem ter induzido falsamente às conclusões obtidas, mas o padrão da frequência dos sintomas em função da distância é intrigante e sugere que parte do aumento da prevalência de sintomas pode ser devido à exposição.

Uma versão espanhola do questionário utilizado no estudo francês foi aplicada por Navarro *et al.* (2003) para 145 habitantes de La Nora, uma pequena cidade na região de Múrcia, Espanha. O método de seleção dos participantes não foi comunicado. Somente 101 questionários foram incluídos na análise. A intensidade do campo elétrico na faixa de frequência de 1 MHz a 3 GHz foi medida nos quartos dos participantes. Os dados foram analisados de duas maneiras diferentes. Em uma delas, os autores categorizaram os participantes em dois grupos, conforme a distância da residência dos mesmos até as ERBs, declaradas por eles próprios: o primeiro grupo foi constituído por aqueles que viviam a menos de 150 m das ERBs e o segundo pelos que viviam a mais de 250 m. O nível médio de exposição do primeiro grupo foi elevado ($1,1 \text{ mW/cm}^2$), enquanto o do segundo foi baixo ($0,1 \text{ mW/cm}^2$). As gravidades dos sintomas (os mesmos listados no questionário francês), estimadas e relatadas pelos próprios participantes, foram comparadas entre os grupos. Na segunda forma de análise, foi feita a correlação entre a gravidade dos sintomas e o logaritmo do campo elétrico medido. Para a maioria dos sintomas, gravidades mais elevadas ocorreram no grupo residente até 150 m das ERBs e a maior parte das correlações estimadas foram positivas e significativas, sugerindo, portanto, segundo os dois critérios de análise, a hipótese de uma associação das microondas com o bem-estar. As maiores gravidades e as associações mais evidentes, conforme as duas formas de análise, ocorreram para os sintomas dores de cabeça, distúrbios do sono, dificuldade de concentração e irritabilidade. Deve-se salientar a presença de possíveis vícios no estudo espanhol também, já que, embora tenham avaliado a exposição aos CEM, as informações de distância bem como de gravidade dos sintomas foram dadas pelos próprios participantes, que conheciam a intenção da pesquisa.

Em um estudo transversal nas proximidades de dez estações radiobase em áreas urbanas e rurais da Áustria, Hutter *et al.* (2006) selecionaram aleatoriamente 36 domicílios em cada local com base nas características das antenas, de tal forma a garantir um grau de exposição alto. Moradores nos entornos das ERBs, para serem participantes da pesquisa, deveriam ser maiores de 18 anos, residir na casa atual há pelo menos um ano e permanecer nela por pelo menos oito horas por dia. Sintomas sobre o bem-estar (dores de cabeça, vertigem, palpitações, tremores, suores, mãos ou pés frios, perda de apetite, perda de energia, esgotamento, cansaço, dificuldade de concentração, sentimento de tensão, sonolência) e a qualidade do sono foram avaliados através de métodos padronizados. Além disso, vários testes sobre desempenho cognitivo (tarefas de reação de escolha, desempenho de memória e velocidade de percepção) foram aplicados. Não foi divulgado para os participantes que o estudo era sobre as ERBs, mas sobre fatores ambientais em geral. Entre outras, medidas de exposição aos campos de alta frequência foram feitas nos quartos de dormir. Resultados das medições de 336 domicílios foram disponibilizados para análise. As exposições foram categorizadas em três intervalos: abaixo de $0,1\text{mW}/\text{m}^2$, entre $0,1$ e $0,5\text{mW}/\text{m}^2$ e acima de $0,5\text{mW}/\text{m}^2$. Em geral, os sintomas sobre bem-estar e uma pior qualidade do sono foram mais frequentes em níveis mais elevados de exposição e uma prevalência estatisticamente maior foi encontrada para dores de cabeça, mãos ou pés frios e dificuldades de concentração. Apesar das limitações inerentes ao delineamento de um estudo transversal, os problemas metodológicos mencionados nos estudos francês e espanhol foram evitados. Segundo os autores, o estudo foi apenas exploratório e conclusões de longo alcance não podem ser tomadas a partir dele, mas as associações encontradas não devem ser descartadas, e sim mais estudadas.

Um estudo caso-controle foi realizado por Abdel-Rassoul *et al.* (2007), de março a dezembro de 2003, na cidade de Kom El-Shebin, Egito, com investigação voltada para um edifício de profissionais agrícolas em cujo telhado foi instalado a primeira estação radiobase do município, em 1998. Todos os 37 indivíduos que trabalhavam dentro desse prédio e 48 indivíduos que trabalhavam cerca de 10 m em frente a ele foram considerados expostos. Um grupo de 80 pessoas trabalhando em outro prédio de administração agrícola, localizado a aproximadamente 2 km da ERB constituiu o controle. Os grupos foram comparados emparelhando-os por idade, sexo e outros possíveis fatores de confusão. Os participantes

foram investigados em relação a queixas neurológicas (dores de cabeça, alterações de memória, tremores, tontura, sintomas depressivos, visão turva, distúrbios do sono, irritabilidade, falta de concentração) e submetidos a exames neurocomportamentais (testes de velocidade visiomotor, resolução de problemas, atenção e memória). A prevalência das seguintes queixas neuropsiquiátricas foi significativamente maior entre os habitantes expostos do que os controles: dor de cabeça (23,5% vs 10%), problemas de memória (28,2% vs 5%), tonturas (18,8% vs 5%), tremores (9,4% vs 0%), sintomas depressivos (21,7% vs 8,8%) e distúrbios do sono (23,5% vs 10%). Como no estudo de Hutter e colaboradores, não foi divulgado aos participantes que o estudo era sobre a estação radiobase. Vários possíveis fatores de confusão (idade, sexo, escolaridade, tabagismo e uso do telefone celular) foram considerados e não alteraram os resultados relatados. Outros fatores como as condições estressantes de trabalho, os poluentes interiores e outros atributos do local de trabalho não foram avaliados e poderiam ter um efeito sobre os sintomas relatados. Apesar de possíveis falhas, os autores concluíram que indivíduos que vivem próximos a estações radiobase de telefonia móvel correm um risco maior de desenvolver problemas neuropsiquiátricos e mudanças no desempenho das funções neurocomportamentais. Assim, uma revisão dos níveis permitidos de exposição do público às ERBs é recomendada.

Um teste de campo experimental foi realizado em Augsburg, cidade no sul do estado alemão da Baviera, em 2003 (Heinrich *et al.*, 2007). Durante um período de três meses (70 dias úteis), uma antena com tecnologia UMTS, recém-instalada, era ligada ou desligada após um, dois ou três dias. O plano de status de operação foi escolhido aleatoriamente pela manipulação do software de saída da antena, o que permitiu um estudo duplo-cego, já que nem os experimentadores nem os participantes sabiam se a antena estava ligada ou não. Usando um questionário on-line desenvolvido especialmente para este estudo, os 95 participantes, trabalhadores nas proximidades da antena, deveriam relatar seu estado de saúde em cada dia de trabalho. O questionário constou de uma lista de sintomas com 21 itens: dificuldade de concentração, falta de energia, cefaléia, dores no ombro e pescoço, sudorese, depressão, sensação de pressão na região do ouvido, zumbido, dificuldade de respirar, anorexia, desconforto, pele seca, sintomas alérgicos, inquietação, problemas de coração, nervosismo, irritabilidade, tonturas, ansiedade, dor dos membros e dor nas costas. Além disso, os participantes também deveriam opinar se estação estava ligada ou desli-

gada, em cada dia. Segundo a análise dos questionários, nenhum dos 21 sintomas mostrou uma diferença estatisticamente significativa entre os dias em que a antena estava ligada e os dias em que estava desligada. Nos dias em que os participantes fizeram mais queixas de saúde, também pensaram que a antena estava em uso, mas eles não foram capazes de detectar corretamente, de forma significativa, o modo de operação da antena. Embora não tenha encontrado associação entre o bem-estar e a exposição aos CEM, este estudo apresentou algumas falhas que podem ter contribuído para isso. Por exemplo, segundo resultados do artigo, a exposição variou consideravelmente no interior do edifício (os CEM medidos nas salas variaram de 0,05 V/m a 0,53 V/m) e alguns participantes não foram expostos a todos os níveis detectáveis. Na análise, não foi considerada nenhuma correção em relação a essa exposição desigual e essa má classificação da exposição conduz a um viés em direção à hipótese nula. Outra falha é a lista de sintomas, que continha vários itens que não foram referenciados anteriormente na literatura em relação à exposição de estações radiobase (por exemplo, dor nas costas). Tais itens reduzem o poder de detectar um efeito da exposição à estação radiobase.

Um estudo mais recente foi conduzido por Eger e Jahn (2010) também na Baviera, mas no município de Selbitz, localizado no nordeste do estado alemão. Como parte de um inquérito sobre saúde, realizado em janeiro de 2009, a administração do município enviou questionários padronizados pelo correio para 1.080 pessoas que residiam na cidade e em áreas vizinhas, nas proximidades ou não da ERB da área central. Apenas 251 indivíduos responderam. Os participantes deveriam atribuir escores de zero a cinco a 88 itens sobre bem-estar, os quais foram organizados nos seguintes grupos de sintomas: problemas de sono, depressão, dores de cabeça, sintomas cerebrais, dificuldades de concentração, problemas articulares, dores de dente, infecções, problemas de pele, tonturas, problemas cardiovasculares, problemas do sistema visual e auditivo, hemorragia nasal, desequilíbrios hormonais, perda ou ganho de peso, problemas gastrointestinais e urinar na cama. Os participantes foram ainda classificados em 5 grupos, em relação à distância de suas casas até a ERB do centro: menos de 100 m (grupo 1), de 100 a 200 m (grupo 2), de 200 a 300 m (grupo 3), de 300 a 400 m (grupo 4) e mais de 400 m (grupo 5), sendo este último grupo tomado como o de referência, pela baixa exposição. Os participantes expostos a níveis mais altos de radiação (grupos 1 e 2) atribuíram escores mais elevados para os sin-

tomas. Comparando conjuntamente os quatro grupos (1 a 4) mais próximos à ERB com o grupo controle (5), diferenças significativas foram encontradas para os seguintes sintomas: problemas do sono, depressão, sintomas cerebrais, problemas nas articulações, infecções, problemas de pele, problemas cardiovasculares, distúrbios do sistema visual e auditivo, desequilíbrios hormonais e problemas gastrointestinais. Em virtude dos resultados encontrados, os autores concluíram que a ocorrência de sintomas relativos ao bem-estar pode ser explicada pelo impacto da radiação das microondas emitidas pela ERB sobre o sistema nervoso humano.

Para sumarizar e comparar as conclusões encontradas nos estudos explicitados nesta seção, que investigaram a exposição à radiação emitida pelas estações radiobase e os efeitos no bem-estar, apresenta-se um resumo na Tabela 1 a seguir. Dessa tabela, observa-se que a maioria dos estudos encontrou uma associação significativa e positiva entre eles.

Tabela 1: Resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos relacionados a estações radiobase e ao bem-estar

Referência	Conclusões
Santini <i>et al.</i> (2002)	Prevalência significativamente maior entre residentes nas proximidades (até 300 m) de ERBs: fadiga, dores de cabeça e distúrbios do sono.
Navarro <i>et al.</i> (2003)	Prevalência significativamente maior entre residentes nas proximidades (até 150 m) de ERBs: dores de cabeça, distúrbios do sono, dificuldade de concentração e irritabilidade.
Hutter <i>et al.</i> (2006)	Prevalência significativamente maior entre residentes nas proximidades de ERBs submetidos a níveis mais elevados de exposição ($\geq 0,1\text{mW}/\text{m}^2$): dores de cabeça, mãos ou pés frios e dificuldades de concentração.
Abdel-Rassoul <i>et al.</i> (2007)	Prevalência significativamente maior entre trabalhadores nas proximidades (mesmo prédio e prédio a 10 m) de uma ERB: dor de cabeça, problemas de memória e no sono, tonturas, tremores e depressão.
Heinrich <i>et al.</i> (2007)	Não houve prevalência significativamente maior entre trabalhadores nas proximidades de uma antena para nenhum dos 21 sintomas pesquisados.
Eger e Jahn (2010)	Prevalência significativamente maior entre residentes nas proximidades (até 400m) da ERB: problemas cerebrais, cardiovasculares, gastrointestinais, hormonais, no sono, na pele e nas articulações, no sistema visual e auditivo, depressão e infecções.

Câncer

Diversas pesquisas epidemiológicas têm confirmado que a exposição à radiação eletromagnética, tanto residencial como ocupacional, favorece o desenvolvimento de cânceres em adultos. Dentre tais estudos, por exemplo, Savitz (2001) confirmam tal associação com leucemia, Kliukiene *et al.* (2004) com câncer de mama em mulheres, Karipidis *et al.* (2007) com linfoma não-Hodgkin e Baldi *et al.* (2011) com tumor cerebral.

A associação entre a exposição à radiação eletromagnética e o risco de câncer infantil é ainda mais preocupante. Segundo Dr. Herberman, diretor da Universidade do Instituto do Câncer de Pittsburgh, as crianças são biologicamente mais vulneráveis, já que o sistema nervoso delas ainda está em desenvolvimento e certos tecidos, como os do cérebro, são mais finos. Além disso, elas vão acumular ao longo da vida níveis mais altos de radiação do que as pessoas mais velhas, já que nasceram em um momento em que os níveis de poluição eletromagnética no mundo são muito maiores do que os correspondentes níveis quando os pais eram jovens. Estudos recomendam que mulheres grávidas também devem evitar a exposição aos campos eletromagnéticos, já que tais radiações podem, entre outros malefícios, prejudicar a formação fetal ou mesmo causar um aborto (Li *et al.*, 2002) e favorecer o desenvolvimento de leucemia infantil (Infante-Rivard e Deadman, 2003).

Por serem os dois tipos de neoplasia mais comuns em crianças, leucemia e tumor cerebral têm sido mais amplamente investigados em estudos epidemiológicos e de revisão. Utilizando dados de diversos estudos individuais anteriormente publicados, meta-análises (Wartenberg, 2001; Angelillo e Villari, 1999; dentre outras) e análises combinadas (Ahlbom *et al.*, 2000 e Greenland *et al.*, 2000) forneceram resultados suficientemente consistentes para indicar que um risco aumentado de leucemia realmente existe nas crianças com alta exposição aos CEM. Em virtude desses estudos, em 2002, a Agência Internacional para Pesquisa sobre o Câncer (IARC) classificou a exposição aos campos eletromagnéticos de frequência extremamente baixa (CEM-ELF) como um possível carcinógeno humano. Pesquisas epidemiológicas relacionando tumor cerebral infantil com exposição aos CEM parecem ser menos conclusivas (Mezei *et al.*, 2008 e Kheifets *et al.*, 2010).

Embora haja diversas pesquisas publicadas que investigam a relação entre a exposição

aos campos eletromagnéticos e o risco de câncer, poucos estudos foram realizados considerando especificamente as estações radiobase como fonte da radiação eletromagnética. A seguir, apresentam-se os estudos que buscaram investigar essa associação.

Na cidade de Netanya, em Israel, foi realizada uma pesquisa epidemiológica, com dados do período entre 07/1997 e 06/1998, a fim de determinar se a incidência de casos de câncer entre indivíduos expostos a uma estação transmissora de telefonia celular é diferente da registrada em uma área próxima e da esperada em toda a cidade (Wolf e Wolf, 2004). O grupo considerado exposto foi constituído por 622 indivíduos que moravam, há pelo menos três anos, nas imediações (até 350 m) de uma estação radiobase, a qual entrou em operação em 07/1996 (um ano antes do início do período estudado). Um dos grupos para comparação foi constituído por 1.222 indivíduos de uma região vizinha (a mais de 350 m da ERB), apresentando características ambientais, ocupacionais e de local de trabalho muito semelhantes às do primeiro grupo. Para a segunda comparação desejada, utilizou-se a incidência anual de câncer esperada na cidade. Na área de exposição, foram diagnosticados oito casos de câncer, especificados a seguir.

Tabela 2: Casos de câncer na área exposta (Wolf e Wolf, 2004)

Tipo de câncer	Mulheres	Homens	Total
Mama	3	0	3
Ovário	1	0	1
Linfoma de Hodgkin	1	0	1
Pulmão	1	0	1
Osteoma osteóide	1	0	1
Hipernefoma (Rim)	0	1	1
Total	7	1	8

Em contrapartida, apenas dois casos foram observados na área próxima à exposta. Além disso, a incidência anual esperada em Netanya foi de 31 casos por 10.000 habitantes. Para comparar a incidência de câncer da área exposta com as da região vizinha e de toda a cidade, os autores utilizaram a medida de Risco Relativo (definida adiante na Seção 4.3), cujos valores estão dados na Tabela 3 a seguir.

Tabela 3: Comparando incidência de câncer entre área exposta e demais locais (Wolf e Wolf, 2004)

Local	Casos	População	Incidência (por 10.000)	RR	IC p/ RR (95%)
Área exposta	8	622	128,62	7,86	[1,67 ; 36,90]
Área vizinha	2	1.222	16,37	1,00	-
Área exposta	8	622	128,62	4,15	[1,92 ; 8,99]
Netanya	31	10.000	31	1,00	-

Da Tabela 3, observa-se que o risco de câncer na área exposta é quase 8 vezes maior do que na área vizinha e mais de 4 vezes maior do que na cidade de Netanya. Pelos intervalos de confiança, que não contêm o valor unitário, conclui-se que as medidas de risco relativo são significativas em ambas comparações. Os resultados sugerem, portanto, aumento da incidência de câncer nos residentes próximos à ERB.

Uma pesquisa semelhante foi realizada por Eger *et al.* (2004) em Naila, cidade da região da Baviera, na Alemanha, com dados de 1994 a 2004, para avaliar uma possível associação entre a exposição à radiação das ERBs e a incidência de tumores malignos. Duas áreas de estudo foram definidas: uma dentro de um círculo de 400 m de raio ao redor das duas estações radiobase da cidade (localizadas nas proximidades uma da outra e instaladas em 1993 e 1997) e outra área fora deste círculo. Dentro dessas áreas, ruas foram selecionadas aleatoriamente e todos os médicos clínicos gerais da cidade que estavam exercendo suas atividades durante o período de funcionamento das ERBs digitalizaram seus arquivos dos pacientes que viviam nessas ruas, totalizando 967 indivíduos. Entre eles, 34 casos de câncer foram encontrados, sendo 18 na área exposta e 16 na área vizinha, especificados na Tabela 4.

Tabela 4: Casos de câncer em ambas as áreas (Eger *et al.*, 2004)

Tipo de câncer	Mulheres	Homens	Total	Razão interna : externa
Mama	8	0	8	5 : 3
Ovário	1	0	1	0 : 1
Próstata	0	5	5	2 : 3
Pâncreas	2	3	5	3 : 2
Intestino	0	4	4	2 : 2
Melanoma (pele)	0	1	1	1 : 0
Pulmão	0	3	3	2 : 1
Rim	1	2	3	2 : 1
Estômago	1	1	2	0 : 2
Bexiga	0	1	1	0 : 1
Leucemia	1	0	1	1 : 0
Total	14	20	34	18 : 16

Comparou-se a incidência de câncer da área exposta com a área vizinha pela medida de Razão das Chances (também definida adiante na Seção 4.3), considerando todo o período em estudo e também após a subdivisão em dois segmentos. Os resultados estão dados na Tabela 5 a seguir.

Tabela 5: Comparando incidência de câncer em áreas ao redor das ERBs (Eger *et al.*, 2004)

Período	Local	Casos	População	Incidência (por 1.000)	OR	IC p/ OR (95%)
1994-2004	≤400 m	18	320	56,25	2,35	[1,18 ; 4,67]
	>400 m	16	647	24,73	1,00	-
1994-1998	≤400 m	5	320	15,63	1,27	[0,41 ; 3,91]
	>400 m	8	647	12,36	1,00	-
1999-2004	≤400 m	13	320	40,63	3,38	[1,39 ; 8,25]
	>400 m	8	647	12,36	1,00	-

Considerando os 11 anos de observação, comparadas com os residentes a mais de 400 m

das antenas, as pessoas que moravam nas proximidades das antenas apresentaram um risco significativo e mais que duas vezes maior de desenvolver algum tumor maligno. Nos primeiros cinco anos de radiodifusão (1994-1998), ocorreram apenas 13 casos de câncer e não houve diferença significativa na incidência de câncer entre as duas áreas. Nos anos de 1999 a 2004, ou seja, após mais cinco anos de operação da primeira ERB, ocorreram 21 casos de câncer e, comparadas com os residentes a mais de 400 m das antenas, as pessoas que moravam nas proximidades das antenas apresentaram um risco significativo e mais que três vezes maior de desenvolver algum tumor maligno. Logo, os resultados deste estudo sugerem uma evidência epidemiológica de associação entre exposição à radiação das ERBs e desenvolvimento de cânceres, principalmente após um tempo maior de exposição.

Um estudo piloto foi desenvolvido posteriormente por Eger e Neppe (2009), em uma parte remota de Iserlohn, cidade na Vestfália, região da Alemanha, com dados de 01/2000 a 06/2007. O objetivo, um pouco diferente dos propostos em Wolf e Wolf (2004) e Eger *et al.* (2004), foi comparar a incidência de câncer por tempo de exposição em moradores residentes em uma mesma área, nas proximidades de uma estação transmissora de telefonia móvel que entrou em funcionamento no fim de 1999. Assim como em Eger *et al.* (2004), a área de exposição foi definida como a região dentro de um raio de 400 m da ERB. Foram entrevistados, porta a porta, 575 habitantes da área exposta que residiram ali durante os 7,5 anos estudados. Eles foram indagados sobre a incidência de câncer, com detalhes sobre o tipo de tumor e o tempo em que já estavam com a doença, e sobre outras variáveis, como idade, hábitos de vida (fumo, álcool), informações sobre o uso do telefone móvel, exposição ocupacional a produtos químicos, tumores na família, etc. Para a comparação temporal, o período em estudo foi dividido em dois: de 2000 a 2004 (no qual ocorreram nove casos de câncer) e de 2005 a 2007 (no qual ocorreram 14). Os tipos de câncer, por período e sexo, estão especificados na Tabela 6.

Tabela 6: Casos de câncer na área exposta (Eger e Neppe, 2009)

Tipo de câncer	2000-2004		2005-2007	
	Mulheres	Homens	Mulheres	Homens
Tireóide	1	0	1	0
Mama	3	0	4	0
Cólon	1	1	2	1
Pulmão	0	1	1	0
Fígado	0	1	0	0
Cérebro	1	0	0	0
Próstata	0	0	0	1
Rim	0	0	1	1
Ovário	0	0	1	0
Melanoma	0	0	1	0
Total	6	3	11	3

Em comparação com os habitantes submetidos a menos de cinco anos exposição, a razão das chances para o desenvolvimento de câncer nos habitantes expostos a mais de cinco anos foi de 2,63 (IC 95%: 1,14 a 6,10), indicando um aumento significativo de incidência de câncer após um tempo maior de exposição.

Pioneiro na investigação entre câncer infantil e antenas de celular, um estudo caso-controle foi realizado por Elliott *et al.* (2010) na Grã-Bretanha a fim de avaliar se a proximidade de estações radiobase durante a gravidez aumenta o risco das crianças desenvolverem leucemia ou linfoma não-Hodgkin, tumor no cérebro ou sistema nervoso central, e todos os cânceres combinados. Dentre todos os 1.926 casos de câncer registrados em crianças com idade de 0 a 4 anos no país, entre 1999 e 2001, a pesquisa identificou 1.397 crianças britânicas com todos os dados necessários completos. Cada uma dessas crianças foi comparada com quatro controles, amostrados a partir dos registros de nascimento nacionais e individualmente combinados com os casos pelas variáveis Sexo e Data de nascimento. Foram estimadas três métricas de exposição para o endereço de nascimento de cada caso e cada controle: a distância (m) da estação radiobase mais próxima; a potência total (kW), dada pela soma das radiações emitidas por todas as estações radiobase que distam de até 700 m do domicílio; e finalmente, a densidade de potência (dBm) para as estações radiobase que distam do endereço de nascimento em até 1.400 m. Considerando cada uma das três métricas de exposição citadas, o estudo não encontrou associação entre o risco de quaisquer neoplasias na infância e a exposição da mãe a estações radiobase durante a

gravidez.

Para sumarizar e comparar as conclusões encontradas nos estudos explicitados nesta seção, que investigaram a exposição à radiação emitida pelas estações radiobase e o aumento na incidência de câncer, apresenta-se um resumo na Tabela 7 a seguir. Dessa tabela, observa-se que a maioria dos estudos encontrou uma associação significativa entre eles.

Tabela 7: Quadro-resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos relacionados a estações radiobase e a neoplasias

Referência	Conclusões
Wolf e Wolf (2004)	Incidência de câncer significativamente maior em residentes nas imediações (até 350 m) de uma ERB, comparada à de uma área a mais 350 m da ERB e à de toda a cidade.
Eger <i>et al.</i> (2004)	Incidência de câncer significativamente maior em residentes nas imediações (até 400 m) de duas ERBs, comparada à de uma área a mais de 400 m de ambas ERBs, considerando dados de 11 anos desde a instalação da antena mais antiga e dados após cinco anos de instalação da mesma.
Eger e Neppe (2009)	Incidência de câncer significativamente maior entre residentes nas imediações (até 400 m) de uma ERB que foram submetidos a mais de cinco anos de exposição em comparação à de habitantes da mesma área submetidos a menos de cinco anos de exposição.
Elliott <i>et al.</i> (2010)	Não encontrou associação significativa entre a proximidade de ERBs durante a gravidez e aumento no risco das crianças desenvolverem neoplasias.

3.1.2 Exposição de animais e plantas

A maior parte da atenção sobre os possíveis efeitos biológicos da radiação eletromagnética emitida pelas estações radiobase está voltada para a saúde humana. Os efeitos da poluição eletromagnética sobre a fauna e a flora têm sido pouco estudados. No entanto, algumas pesquisas existentes indicam que tal poluição constitui uma causa potencial para o declínio das populações de animais e para a deterioração da saúde das plantas que vivem perto de antenas de telefonia.

No estudo de Everaert e Bauwens (2007), por exemplo, foi avaliado o efeito da exposição

à radiação emitida pelas estações radiobase de telefonia móvel (GSM) em machos da espécie de pardais domésticos (*Passer domesticus*) durante o período reprodutivo, a partir da amostragem de 150 locais em seis distritos residenciais na Bélgica. A variação espacial do número de pardais machos foi negativa e altamente significativa com a força dos campos elétricos, em todas as 6 áreas. Poucos pardais machos foram vistos em locais onde a intensidade do campo elétrico era relativamente alta. Os autores concluíram que exposição a longo prazo a níveis mais elevados de radiação afeta negativamente a abundância e o comportamento dos pardais domésticos.

Achudume *et al.* (2009) realizaram um estudo na Nigéria a fim de determinar os efeitos da radiação emitida por uma estação radiobase na atividade da enzima antioxidante Glutathione Redutase (GR) e nos níveis de peroxidação lipídica e de colesterol total em tecidos de ratos expostos. Os animais expostos foram colocados aleatoriamente a menos de 10 m da ERB, enquanto animais do grupo controle foram colocados a mais de 300 m da dela. Foram avaliados os resultados após 40 ou 60 dias contínuos de exposição, através da análise dos tecidos do fígado, rim e cérebro. Não foram encontrados efeitos significativos na atividade enzimática e nas macromoléculas de tais órgãos após 40 dias de exposição. No entanto, após 60 dias, as atividades da enzima GR e os níveis de peroxidação lipídica e de colesterol total diminuíram, sendo tal redução significativa nos tecidos do cérebro. A diminuição da peroxidação lipídica pode ser atribuída ao aumento do estresse oxidativo, levando à depleção dos teores de tecidos com diminuição do sistema de defesa antioxidante. O autor concluiu que os efeitos biológicos observados após 60 dias de exposição podem significar maior risco potencial para a saúde em virtude de um longo período de exposição à radiação da ERB.

Na Espanha, o biólogo Alfonso Balmori realizou alguns estudos sobre o impacto das estações radiobase da cidade de Valladolid na fauna e na flora, principalmente com relação aos animais, mas também com relação à vegetação, como se verifica a seguir.

Durante um estudo em uma colônia de morcegos da espécie *Teniotis Tadarida* (também conhecidos como morcegos-rabudo, por possuírem uma cauda longa, em grande parte livre da membrana caudal), observada desde 1998 pelo biólogo, o número de morcegos

diminuiu quando várias antenas de telefonia foram colocadas a 80 metros da colônia (Balmori, 2003).

Em seu trabalho publicado em 2005, Balmori realizou o monitoramento de 60 ninhos de cegonhas brancas (*Ciconia ciconia*), nas proximidades de estações radiobase, sendo 30 ninhos localizados dentro de um raio de 200 m das antenas e 30 localizados a mais de 300 m delas. Incluindo os ninhos com nenhum filhote nos cálculos, a produtividade média dos ninhos localizados até 200 m das antenas foi de 0,86 filhotes (desvio padrão de 0,16); para aqueles localizados a mais de 300 m, a produtividade praticamente dobrou, com uma média de 1,6 filhotes (desvio padrão de 0,14) - tal diferença de médias foi significativa estatisticamente. Doze ninhos (40%) localizados até 200 m das antenas nunca tiveram filhotes, enquanto apenas um (3,3%) localizado a mais de 300 m não tinha filhotes. A intensidade do campo elétrico foi maior em ninhos no raio de 200 m (média de 2,36 V/m e desvio padrão de 0,82 V/m) do que em ninhos a mais de 300 m (média de 0,53 V/m e desvio padrão de 0,82 V/m). Em locais de nidificação situados até 100 m de uma ou várias antenas com o feixe de radiação incidindo diretamente sobre os ninhos (com intensidade do campo elétrico maior do que 2 V/m), muitos filhotes morreram de causas desconhecidas. Estes resultados indicam a possibilidade de que as microondas interferem negativamente na reprodução da cegonha branca.

Segundo Balmori (2006), em seu estudo sobre os efeitos da radiação eletromagnética da telefonia móvel em insetos, diversas observações anedóticas de moradores e trabalhadores responsáveis pela manutenção de antenas indicam uma diminuição de insetos e aracnídeos perto de estações radiobase, até mesmo no verão. Tal informação é preocupante, visto que o desaparecimento dos insetos pode causar o enfraquecimento dos pássaros pela falta de alimentos, especialmente nas primeiras fases da vida de uma ave jovem.

Mais recentemente, em 2010, Balmori publicou resultados de um experimento no qual expôs ovos e girinos da rã comum (*Rana temporária*) à radiação eletromagnética de quatro estações radiobase da cidade. Os mesmos foram colocados em dois tanques de oxigênio e alimento no terraço de um prédio de cinco andares, localizado a uma distância de 140 metros das ERBs. O experimento teve duração de dois meses, desde a fase de ovo

até a fase avançada de girino antes da metamorfose. Medidas de intensidade do campo elétrico (radiofrequências e microondas) obtidas com três diferentes dispositivos foram de 1,8 a 3,5 V/m. Em um dos tanques, onde estava o grupo exposto (n=70), observou-se baixa coordenação de movimentos, crescimento assíncrono, resultando tanto em girinos grandes como em pequenos, e alta mortalidade (90%). No segundo tanque, onde estava o grupo controle (n=70), colocado sob as mesmas condições que o grupo exposto, mas dentro de uma gaiola de Faraday (blindagem elétrica, ou seja, uma superfície condutora eletrizada que impede a entrada de perturbações produzidas por campos elétricos ou eletromagnéticos externos), a coordenação dos movimentos foi normal, o desenvolvimento foi sincronizado e a mortalidade obtida foi bem menor, de 4,2%. Estes resultados experimentais indicam que a radiação emitida pelas antenas de telefonia celular pode afetar o desenvolvimento e causar um aumento na mortalidade de girinos expostos.

Já em relação à vegetação, durante alguns anos, o biólogo tem observado a deterioração progressiva das árvores nas proximidades das estações radiobase da cidade. As árvores localizadas na direção do lóbulo principal das antenas são mais frágeis, crescem menos e mais lentamente, apresentam copas secas e possuem uma elevada susceptibilidade a doenças e pragas. Nos lugares onde foram medidos níveis de intensidade de radiação de campo elétrico maiores do que 2 V/m, as árvores mostram nitidamente uma maior deterioração. Choupos brancos e pretos e salgueiros são mais sensíveis (Balmori, 2004).

As conclusões encontradas nos estudos citados nesta seção estão sumarizadas na Tabela 8 a seguir. Dessa tabela, observa-se que todos os estudos mostraram efeitos prejudiciais em animais e plantas nas proximidades de estações radiobase.

Tabela 8: Quadro-resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos relacionados a estações radiobase e a fauna e flora

Referência	Conclusões
Balmori (2003)	Redução no número de morcegos-rabudo quando antenas foram colocadas nas proximidades (a 80 m) da colônia.
Balmori (2004)	Deterioração progressiva das árvores ao redor de ERBs: menor crescimento e maior susceptibilidade a a doenças e pragas.
Balmori (2005)	Redução significativa na produtividade e alta mortalidade de filhotes de cegonhas brancas perto de ERBs (até 200m).
Balmori (2006)	Redução de insetos e aracnídeos nas proximidades de ERBs, constatada por observações de moradores e trabalhadores responsáveis pela manutenção de antenas.
Everaert e Bauwens (2007)	Redução significativa de pardais domésticos em locais ao redor de ERBs onde a intensidade do campo elétrico era relativamente alta.
Achudume <i>et al.</i> (2009)	Redução significativa das atividades da enzima GR e dos níveis de peroxidação lipídica e de colesterol total nos tecido do cérebro de ratos próximos de uma ERB (a menos de 10 m), após 60 dias de exposição.
Balmori (2010)	Alta mortalidade e mau desenvolvimento de ovos e girinos da rã nas proximidades de quatro ERBs (a 140 m), após dois meses de exposição.

3.2 Estudos laboratoriais

Alguns estudos foram desenvolvidos em laboratório, simulando a radiação emitida pelas estações radiobase para realizar a exposição de animais e de células humanas. Ao contrário dos estudos epidemiológicos, os resultados dessas pesquisas não têm encontrado associação entre a exposição e malefícios à saúde. No entanto, tais estudos apresentam algumas falhas, o que pode ter contribuído para essas conclusões.

Em um estudo laboratorial na França, Anane *et al.* (2003) aplicaram a substância química 7,12-dimetilbenzantraceno (DMBA) para indução de tumor mamário em ratas Sprague-Dawley a fim de testar se uma exposição sub-crônica de corpo inteiro às microondas de uma antena de estação radiobase com tecnologia GSM-900 afeta a promoção e a progressão tumoral. A exposição foi de 2 horas por dia, 5 dias por semana durante 9 semanas, 10

dias após a aplicação de 10 mg de DMBA administrado em animais com 55 dias de idade. Duas séries de experimentos foram conduzidos com quatro grupos de 16 animais cada um. No primeiro experimento, os grupos foram expostos às seguintes taxas de absorção específica (SAR) de corpo inteiro: nenhuma (placebo); 1,4; 2,2 e 3,5 W/kg. No segundo experimento, as taxas foram nenhuma (placebo); 0,1; 0,7 e 1,4 W/kg. Em relação aos resultados, no primeiro experimento, a taxa de incidência do tumor foi significativamente aumentada para as exposições com SAR de 1,4 e 2,2 W/kg, enquanto no segundo experimento, a taxa de incidência de 1,4 W/kg foi significativamente reduzida. O experimento de Anane e colaboradores é inconclusivo não só em virtude de resultados divergentes dos dois experimentos na mesma condição exposição (SAR de 1,4 W/kg), mas também devido ao número pequeno de animais por grupo. Além disso, o estresse do confinamento dos animais pode ter contribuído para os resultados ambíguos.

Em uma série de experimentos conduzidos no Laboratório Kashima, na cidade de Kamisu, Japão, diferentes técnicas *in vitro* foram aplicadas por Hirose e colaboradores para testar se radiofrequências de baixo nível correspondentes às emitidas por estações radiobase que empregam o sistema de celular IMT-2000 (International Mobile Telecommunication 2000, um sistema de banda larga 3G com tecnologia CDMA) interferem em alguns aspectos na saúde humana.

No primeiro estudo, publicado em 2006, a fosforilação da proteína p53 e a expressão gênica de seu codificador foram avaliados mediante a exposição de dois tipos de células. A linhagem celular A172 de glioblastoma humano, que é uma linhagem de células transformada de um tumor no cérebro adulto, foi escolhida porque os cientistas têm considerado a possibilidade de que cânceres cerebrais poderiam ser induzidos por exposição à radiofrequência. Já a linhagem celular IMR-90 de fibroblasto humano, que é uma linhagem de células não-transformada do tecido pulmonar fetal, foi usada em contraste com as células adultas e transformadas A172. Ambas células A172 e IMR-90 expressam o gene que codifica a proteína p53 e são essenciais para avaliar a fosforilação da p53. A fosforilação da p53 é considerada um dos mecanismos pelos quais a proteína se torna ativa em resposta a um estresse celular. Agentes que danificam o DNA também podem induzir a uma elevação nos níveis dessa proteína. O gene codificador da p53 regula o ciclo celular

e funciona como um supressor tumoral que está envolvido na prevenção do câncer. Tal gene é identificado como um regulador chave para a apoptose, tipo de morte celular programada caracterizada por alterações morfológicas, como condensação nuclear e retração das células. Os resultados indicaram que a exposição aos sinais de radiofrequência de baixo nível de até 800 mW/kg não induz à apoptose, danos no DNA, ou outras respostas de estresse em células humanas que ativam a p53.

Um segundo estudo, em 2007, foi desenvolvido para testar a hipótese de que os campos de radiofrequência induzem à fosforilação e superexpressão de proteínas hsp27. Os autores escolheram os mesmos tipos de células da pesquisa anterior para serem expostas. Proteínas de choque térmico (hsp) são uma classe de proteínas funcionalmente relacionadas, cuja expressão é aumentada quando as células são expostas a temperaturas elevadas ou outra forma de estresse (a radiação, no estudo em questão). De forma similar ao primeiro estudo, os resultados não mostraram evidências de que a exposição aos sinais de radiofrequência de baixo nível de até 800 mW/kg induz à fosforilação da hsp27 ou expressão de genes da família hsp.

No estudo publicado no ano seguinte, Hirose *et al.* investigaram o efeito da exposição da radiofrequência em células BALB/3T3. Elas fazem parte de uma linhagem de células embrionárias e têm sido muito utilizadas na pesquisa do câncer. Como nos trabalhos anteriores, os resultados não sugerem evidências de que a exposição aos sinais de radiofrequência de baixo nível de até 800 mW/kg induz à transformação das células expostas (o que provocaria a formação de tumores).

Nos três estudos aqui citados, Hirose e colaboradores afirmaram que um sinal de IMT-2000 em uma taxa de chip (um chip é um byte de informação) de 3,84 Mcps (Megachips por segundo) foi utilizado para a exposição. Segundo Kundi e Hutter (2009), tal sinal não contém componentes de baixa frequência como os tipicamente presentes na exposição real e, assim, as implicações das conclusões obtidas por Hirose *et al.* não são claras. Portanto, os resultados dessas investigações japonesas são de valor limitado para a avaliação de risco, por não apresentarem atributos de exposição biologicamente relevantes.

Um estudo japonês mais recente foi desenvolvido por Takahashi *et al.* (2010), a fim de avaliar os efeitos adversos potenciais da exposição prolongada de corpo inteiro aos CEM simulando aqueles emitidos por estações radiobase. Ratas grávidas foram submetidas à baixa, alta ou nenhuma exposição. Sinais de 2,14 GHz foram aplicados por 20 horas por dia durante os períodos de gestação e lactação. A exposição não causou quaisquer efeitos adversos na gravidez ou no desenvolvimento dos ratos. No entanto, os autores ressaltam que a extrapolação de tais conclusões para os seres humanos não é simples, porque há claramente muitas diferenças entre ratos e seres humanos. Além disso, afirmam que o valor de tais resultados negativos pode ser limitado pela falta de um controle positivo.

A Tabela 9 a seguir resume as conclusões dos estudos apresentados nessa seção, os quais não encontraram nenhuma associação entre a exposição à radiação eletromagnética simulada de forma similar à das estações radiobase e os efeitos em ratos e nas células humanas. Destaca-se novamente que tais resultados podem estar relacionados a falhas nestes estudos.

Tabela 9: Quadro-resumo das conclusões obtidas na revisão bibliográfica feita sobre estudos laboratoriais que simularam a radiação emitida por estações radiobase

Referência	Conclusões
Anane <i>et al.</i> (2003)	Aumento significativo na incidência do tumor mamário induzido em ratas para as exposições com SAR de 1,4 e 2,2 W/kg no primeiro experimento; Redução na incidência para exposição com SAR de 1,4W/kg no segundo experimento. Estudo inconclusivo.
Hirose <i>et al.</i> (2006)	Exposição de glioblastomas e fibroblastos humanos aos sinais de radiofrequência de baixo nível não induz à apoptose, danos no DNA ou outras respostas de estresse que ativam a proteína p53.
Hirose <i>et al.</i> (2007)	Exposição de glioblastomas e fibroblastos humanos aos sinais de radiofrequência de baixo nível não induz à fosforilação da proteína hsp27 ou expressão de genes da família hsp.
Hirose <i>et al.</i> (2008)	Exposição de células embrionárias humanas aos sinais de radiofrequência de baixo nível não induz à transformação das mesmas (o que provocaria a formação de tumores).
Takahashi <i>et al.</i> (2010)	Exposição de ratas nos períodos de gestação e lactação a sinais de 2,14GHz não causou quaisquer efeitos adversos na gravidez ou no desenvolvimento dos filhotes.

4 Materiais e Métodos

Nesta seção, discorre-se sobre os bancos de dados e a metodologia estatística a ser empregada na análise dos mesmos.

As localizações dos óbitos (casos e controles) e das antenas podem ser vistas como realizações de Processos Pontuais. Portanto, nesta seção, apresentam-se extensões da função K de Ripley para testar independência e similaridade em Processos Pontuais Bivariados. Além disso, o teste de independência espaço-temporal entre dois processos pontuais, desenvolvido por Pinheiro (2009) será modificado, para adequá-lo à aplicação em estudo.

Medidas de comparação de grupos amplamente utilizadas em estudos epidemiológicos, risco relativo e razão das chances, também serão aplicadas na análise dos dados em estudo. Logo, também serão apresentadas.

4.1 Os dados

Para a análise a ser realizada neste trabalho, em relação ao município em estudo, foram obtidos os dados populacionais de Belo Horizonte ao nível de setor censitário nos arquivos oficiais providos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2000). Segundo o Censo Demográfico de 2000, o município possuía uma população de cerca de dois milhões e duzentos e cinquenta mil habitantes, distribuídos numa área de 330,23 km², e era dividido em 2.564 setores censitários. Por questões administrativas, a cidade é também dividida em 9 regionais, sendo elas: Centro-Sul, Norte, Leste, Oeste, Noroeste, Nordeste, Venda Nova, Pampulha e Barreiro.

Em relação aos dados a serem investigados nessa região, utilizaram-se as informações das antenas de telefonia celular e de óbitos por neoplasias relacionadas e não relacionadas à radiação eletromagnética, disponibilizadas por Adilza Dode. Realizamos algumas edições nos bancos de dados recebidos, descritas a seguir e representadas nos fluxogramas da Figura 2.

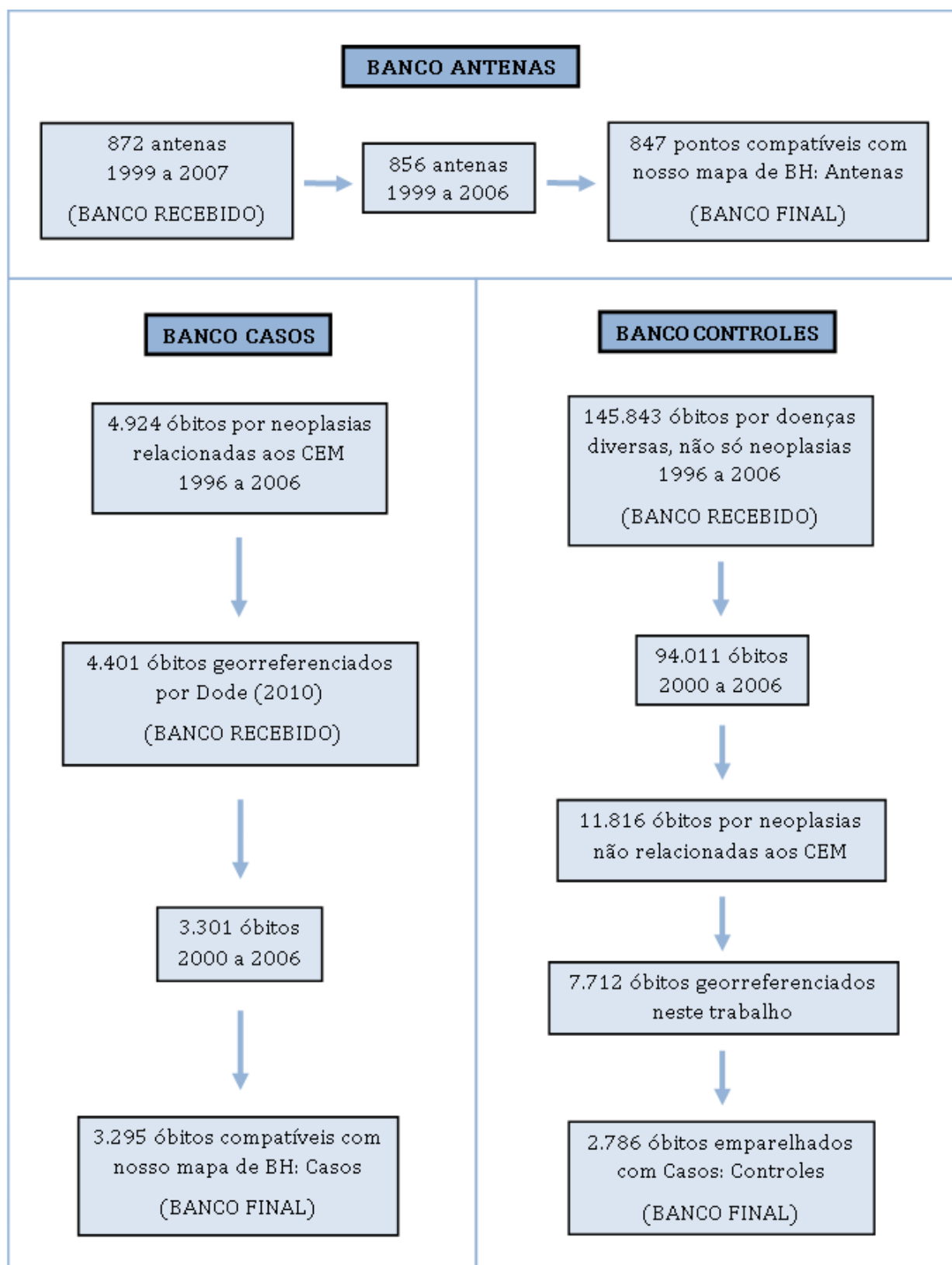


Figura 2: Fluxogramas sobre as edições nos bancos de dados

O banco original das antenas continha as localizações georreferenciadas, o ano de instalação (1993 a 2006) e o ano de licenciamento (1999 a 2007) de 872 delas. Assim como no trabalho de Dode, optou-se neste estudo por utilizar o ano de licenciamento das antenas, e não o de instalação, visto que, teoricamente, elas só poderiam começar a funcionar após a concessão da licença. Em relação à edição do banco, inicialmente, excluíram-se 16 antenas, licenciadas em 2007, pois foram consideradas para a análise apenas as antenas licenciadas até o ano de 2006, ou seja, 856 antenas. Dessas, nove também foram retiradas por se localizarem fora do mapa de Belo Horizonte utilizado. Assim, o banco das antenas ficou composto por 847 antenas (ver primeiro fluxograma da Figura 2).

Os bancos dos óbitos continham informações sobre as localizações dos mesmos (residência dos indivíduos), o CID (Código Internacional de Doenças), o ano de ocorrência, a idade e o sexo dos indivíduos. O segundo e terceiro fluxogramas da Figura 2 explicitam como foram construídos os bancos para Casos e Controles, respectivamente.

Observando o segundo fluxograma da Figura 2, conforme a versão da tese de Dode apresentada na defesa, ocorreram 4.924 óbitos relacionados aos CEM no município de Belo Horizonte nos anos de 1996 a 2006, sendo 4.401 deles georreferenciados por ela. Estes óbitos georreferenciados nos foram fornecidos, dos quais selecionamos apenas os ocorridos pelo menos um ano após o licenciamento da primeira antena de telefonia celular no município (1999), ou seja, a partir do ano de 2000, resultando em 3.301 casos. No entanto, as coordenadas de seis deles estavam localizadas fora do mapa de Belo Horizonte utilizado, sendo, portanto, descartados da análise. Assim, nosso banco de Casos ficou constituído por 3.295 óbitos.

Referente agora ao terceiro fluxograma da Figura 2, Dode nos forneceu também os dados de 145.843 óbitos por diversas doenças, não só neoplasias, registrados no município nos anos de 1996 a 2006, subdivididos em 11 bancos por tais anos. Selecionamos novamente apenas os óbitos ocorridos a partir do ano de 2000, ressaltando-se que, não seria nem possível, inclusive, trabalhar com os óbitos antes de 2000, visto que os bancos de 1996 a 1999 não continham os endereços dos mesmos. Dos 94.011 óbitos ocorridos de 2000 a 2006, filtramos, a partir das informações dos CIDs dos óbitos, aqueles que ocorreram

por cânceres não relacionados aos CEM, restando 11.816 óbitos. Desses, conseguimos georreferenciar 7.712. É importante destacar que a perda de óbitos (4.104) no georreferenciamento ocorreu em virtude de endereços incorretos ou incompletos nos registros dos indivíduos. Nessa situação, o padrão espacialmente esperado para as falhas no georreferenciamento é aleatório, o que apenas reduz o poder da análise, mas não introduz nenhum vício de seleção (Zimmerman *et al.*, 2008). Finalmente, dos óbitos georreferenciados, foram selecionados apenas aqueles que emparelhavam com cada óbito do tipo Caso nas variáveis Idade, Sexo e Regional (sendo que esta última variável foi considerada a fim de tentar preservar a informação espacial dos dados). Por exemplo, para um caso do sexo masculino com 50 anos e residente na regional Pampulha, procurou-se um controle correspondente com as mesmas características. Se, para determinado caso, houvesse mais de um controle que satisfizesse todos os quesitos, era selecionado apenas um controle, de forma aleatória. Na formação das duplas Caso-Controle, 509 casos não tiveram um controle correspondente, resultando em 2.786 óbitos do tipo Controle.

4.2 Análise de Processos Pontuais

Dados de padrões pontuais consistem em um tipo de dado espacial bastante frequente na representação de fenômenos localizados no espaço. Um processo pontual observado numa região $\mathcal{R} \subset \mathbb{R}^2$ é um modelo probabilístico para descrever a ocorrência de padrões aleatórios de pontos em \mathcal{R} . A seguir, define-se, de maneira mais formal, um Processo Pontual e algumas de suas propriedades básicas.

Considere um conjunto de pontos $(\mathbf{s}_1, \mathbf{s}_2, \dots, \mathbf{s}_n)$ na região de observação \mathcal{R} onde n eventos de interesse ocorreram. O vetor $\mathbf{s}_i = (s_{i1}, s_{i2})^T$ contém as coordenadas “ x ” (s_{i1}) e “ y ” (s_{i2}) do i -ésimo evento. Uma maneira de caracterizar um processo pontual é através do número de eventos que ocorreram em subregiões ou áreas arbitrárias \mathcal{A} de toda a região de estudo \mathcal{R} . Assim, ele é representado por um conjunto de variáveis aleatórias $\{Y(\mathcal{A}), \mathcal{A} \subseteq \mathcal{R}\}$, onde $Y(\mathcal{A})$ é o número de eventos que ocorreram na área \mathcal{A} . A modelagem do processo é feita através da esperança dessas variáveis aleatórias, $E(Y(\mathcal{A}))$ e de suas covariâncias, $Cov(Y(\mathcal{A}_i), Y(\mathcal{A}_j))$. No entanto, sendo o objetivo da análise estimar as localizações prováveis de ocorrência de determinados eventos, essas estatísticas devem ser inferidas considerando o valor limite da quantidade de eventos por área.

Assim, as propriedades de primeira ordem são descritas em termos da intensidade, $\lambda(\mathbf{s})$, do processo, que é o número médio de eventos por unidade de área em torno do ponto \mathbf{s} . Formalmente, ela é definida como:

$$\lambda(\mathbf{s}) = \lim_{ds \rightarrow 0} \left\{ \frac{E(Y(\mathbf{ds}))}{ds} \right\},$$

onde \mathbf{ds} é uma pequena região em torno do ponto \mathbf{s} e ds é a área desta região. Para um processo estacionário, $\lambda(\mathbf{s})$ é uma constante em \mathcal{R} , chamada λ , e então $E(Y(\mathcal{A})) = \lambda A$, onde A é a área de \mathcal{A} .

As propriedades de segunda ordem de um processo pontual envolvem o relacionamento entre números de eventos em pares das áreas em \mathcal{R} . A dependência espacial é formalmente descrita como intensidade de segunda ordem, $\gamma(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j)$, de um processo, que também envolve eventos por unidade de área e é definida como:

$$\gamma(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) = \lim_{ds_i, ds_j \rightarrow 0} \left\{ \frac{E(Y(\mathbf{ds}_i))E(Y(\mathbf{ds}_j))}{ds_i ds_j} \right\},$$

com notação similar a anteriormente utilizada. Para um processo estacionário, $\gamma(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) = \gamma(\mathbf{s}_i - \mathbf{s}_j) = \gamma(\mathbf{h})$; isto é, a intensidade de segunda ordem depende apenas do vetor de diferenças \mathbf{h} (direção e distância) entre \mathbf{s}_i e \mathbf{s}_j , e não de suas localizações absolutas. O processo é isotrópico se a dependência é puramente uma função do comprimento h do vetor \mathbf{h} entre \mathbf{s}_i e \mathbf{s}_j , e não de sua direção; então, $\gamma(\mathbf{s}_i, \mathbf{s}_j) = \gamma(h)$.

Vistas as propriedades básicas de um processo pontual, passemos ao interesse principal na análise de dados deste tipo, que é verificar se os eventos observados exibem um padrão sistemático ou estão distribuídos aleatoriamente em \mathcal{R} . As duas possibilidades de padrões espaciais são regularidade (repulsão de pontos, isto é, um evento inibe a ocorrência de outros eventos em seu entorno) e aglomeração (agregação de pontos, isto é, ocorrência de vários eventos em áreas próximas). Tal verificação pode ser feita via função K de Ripley (Ripley, 1976).

A análise simultânea de dois ou mais padrões de pontos espaciais também é de interesse

em diversas aplicações, objetivando-se, em geral, testar a similaridade ou a independência entre tais processos. Considerando um processo pontual bivariado, para testar se dois processos possuem a mesma distribuição espacial, pode-se utilizar a diferença das funções K dos dois processos; já para testar se os dois padrões estão “ligados”, ou seja, para verificar se as localizações de ambos estão correlacionadas positiva ou negativamente, utiliza-se a função K_{12} , uma extensão da função K convencional.

Ainda considerando um processo pontual bivariado, quando os dados a serem analisados variam também no tempo, não é correto utilizar a função K_{12} original, a não ser que a intenção seja compará-los em um período de tempo fixo. Para lidar com dados espaço-temporais, Pinheiro (2009) desenvolveu a função Kt_{12} . As duas hipóteses alternativas detectadas pelo teste são interação espaço-temporal positiva ou interação espaço-temporal negativa entre os dois processos. Embora de forma mais rara, em algumas situações reais, podem ocorrer simultaneamente interação espacial positiva e interação temporal negativa entre os dois processos, ou vice-versa. Como não foi construído para tais situações, o teste proposto por Pinheiro (2009) não detecta corretamente esses tipos de interação entre dois processos. Dessa forma, neste trabalho foram propostas duas modificações no teste da função Kt_{12} , para que ele pudesse captar tais tipos de interação.

A Função K e suas extensões acima citadas serão apresentadas nas Seções a seguir.

4.2.1 Função K de Ripley Univariada

A função K de Ripley, também denominada medida de momento de segunda ordem reduzido, analisa o padrão espacial de um processo pontual além de uma vizinhança muito imediata. Para investigar dependências espaciais de ordem superior ao primeiro vizinho, deve-se assumir que o processo estudado é isotrópico.

A função K de Ripley é então definida como:

$$K(h) = \lambda^{-1} E(\#(\text{eventos contidos em uma distância } h \text{ de um evento arbitrário})),$$

onde $\#$ significa “o número de”.

Em um processo pontual que apresenta aleatoriedade espacial, espera-se que a função

K para uma distância h seja igual à área de um círculo de raio h , ou seja, $K(h) = \pi h^2$. Sob regularidade, $K(h)$ deveria ser menor que πh^2 , enquanto sob aglomeração, $K(h)$ deveria ser maior que πh^2 . Assim, uma vez obtida, a estimativa empírica $\hat{K}(h)$ pode ser utilizada na investigação de alguma dependência espacial nos dados para diferentes valores de h através da sua comparação com a função K caso não houvesse dependência espacial.

Considerando a região em estudo \mathcal{R} , com área R , seja d_{ij} a distância entre o i -ésimo e o j -ésimo eventos observados e $I_h(d_{ij})$ uma função indicadora cujo valor é 1 se $d_{ij} \leq h$ e 0 em caso contrário. Além disso, considere um círculo centrado no i -ésimo evento, passando pelo ponto j , w_{ij} é a proporção da circunferência deste círculo que está dentro da região de observação \mathcal{R} (correção devido ao efeito de borda). Pode-se mostrar (Bailey e Gatrell, 1995) que um estimador para $K(h)$ é então dado por:

$$\hat{K}(h) = \frac{R}{n^2} \sum_i \sum_j \frac{I_h(d_{ij})}{w_{ij}}, \quad i \neq j.$$

Testes condicionais de Monte Carlo são utilizados para se fazer inferência sobre a função $K(h)$. Se a curva com os valores da função empírica $\hat{K}(h)$, calculada com os dados nas posições originais, estiver dentro do envelope de confiança construído sob a hipótese nula, o teste conclui que há evidências de que o processo apresenta aleatoriedade espacial. Se a curva estiver acima do limite superior do envelope, há evidências de que distribuição espacial do processo é aglomerada, e, finalmente, se a curva estiver abaixo do limite inferior do envelope, há evidências de que distribuição espacial do processo é regular.

Além de testar a aleatoriedade da realização de um processo pontual, a função K de Ripley também pode ser utilizada para verificar a similaridade de dois padrões espaciais de pontos, como veremos a seguir.

Consideremos dois processos pontuais estacionários N_1 e N_2 , sendo que n_1 e n_2 representam o número de eventos em N_1 e N_2 , respectivamente, observados não necessariamente na mesma região. Por meio das funções K Univariadas de cada um dos dois padrões, é possível realizar um teste para verificar se ambos têm a mesma distribuição espacial,

mesmo que heterogênea no espaço e desconhecida. Sob tal hipótese de similaridade, deveria-se esperar:

$$K_1(h) = K_2(h),$$

ou, equivalentemente, a diferença entre elas deve ser zero.

A diferença de funções K também pode ser utilizada para comparar padrão de pontos e população sob risco, o que é de nosso interesse neste trabalho, a fim de verificar a hipótese de que há aglomeração de casos acima do esperado devido à aglomeração populacional. Nessa situação, os pontos devem estar na mesma região e ser de dois tipos diferentes (um tipo é composto pelos casos e o outro tipo pelos controles). A hipótese de similaridade a ser testada neste caso é denominada de rotulagem aleatória, visto que, sob tal condição, o padrão de casos ou de controles tomado separadamente representa uma “diluição” aleatória dos dois processos pontuais combinados. Se “casos” são eventos do processo N_1 e “controles” de N_2 , então realiza-se a plotagem de $\hat{K}_1(h) - \hat{K}_2(h)$ versus h . Picos representam aglomeração adicional de casos em relação à aglomeração natural dos controles. Os envelopes de simulação para testar a significância destes picos são desenvolvidos das estimativas de $\hat{K}_1(h)$ e $\hat{K}_2(h)$ em simulações repetidas usando as localizações $n_1 + n_2$ fixas, mas atribuindo aleatoriamente rótulos de caso a n_1 destas localizações.

4.2.2 Função K_{12}

Considerando novamente dois processos pontuais estacionários N_1 e N_2 , para o qual a intensidade dos eventos de N_2 é λ_2 , a função $K_{12}(h)$ é definida como:

$$K_{12}(h) = \lambda_2^{-1} E(\#(\text{eventos de } N_2 \text{ contidos em uma distância } h \text{ de um evento arbitrário de } N_1)),$$

onde $\#$ significa “número de”. K_{ii} é claramente apenas a função K Univariada para eventos do processo N_i , $i = 1, 2$, e K_{12} é também conhecida como a função K cruzada.

Sob a suposição de independência entre os processos N_1 e N_2 , observados necessariamente em uma mesma região, a localização de eventos de N_2 deveria ser aleatória com relação à localização dos eventos de N_1 , independentemente se a distribuição espacial de qualquer um dos padrões é aglomerada, regular ou aleatória quando considerada separadamente. Sob tal hipótese, espera-se que $K_{12}(h)$ seja igual a área de um círculo de raio

h , ou seja, $K_{12}(h) = \pi h^2$. Sob dependência positiva entre os padrões, $K_{12}(h)$ deveria ser maior que πh^2 , enquanto sob dependência negativa, $K_{12}(h)$ deveria ser menor que πh^2 . Isso sugere novamente uma maneira óbvia de comparar a função K cruzada empírica, $\hat{K}_{12}(h)$, com seu valor teórico, como um teste de independência.

Considerando n_1 eventos de N_1 e n_2 eventos de N_2 , observados em uma região de estudo \mathcal{R} com área R , a função K_{12} (Lotwick e Silverman, 1982) pode ser estimada de maneira análoga ao caso univariado. Seja d_{ij} a distância entre o i -ésimo evento do tipo 1 e o j -ésimo evento do tipo 2 observados e $I_h(d_{ij})$ é uma função indicadora cujo valor é 1 se $d_{ij} \leq h$ e 0 em caso contrário. Além disso, considere um círculo centrado no i -ésimo evento do tipo 1, passando pelo j -ésimo evento do tipo 2 e seja w_{ij} a proporção da circunferência deste círculo que se encontra dentro de \mathcal{R} (correção devido ao efeito de borda). Então, um estimador para $K_{12}(h)$ é dado por:

$$\hat{K}_{12}(h) = \frac{R}{n_1 n_2} \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=1}^{n_2} \frac{I_h(d_{ij})}{w_{ij}}.$$

Testes condicionais de Monte Carlo são utilizados para se fazer inferência sobre a função K_{12} . Se a curva com os valores da função empírica $\hat{K}_{12}(h)$, calculada com os dados nas posições originais, estiver dentro do envelope de confiança construído sob a hipótese nula, o teste conclui que há evidências de que os processos sejam independentes. Se a curva estiver acima do limite superior do envelope, há evidências de dependência espacial positiva entre os processos, e, finalmente, se a curva estiver abaixo do limite inferior do envelope, há evidências de dependência espacial negativa entre eles.

4.2.3 Função Kt_{12}

Em diversos estudos epidemiológicos, é frequente a observação dos eventos espaciais em diferentes períodos de tempo, de forma a obter dados denominados espaço-temporais. Com a intenção de testar a independência entre dois padrões pontuais de dados espaço-temporais, Pinheiro (2009) propôs uma extensão da função K_{12} , por ela denominada de Função Kt_{12} .

Considere dois processos pontuais estacionários N_1 e N_2 nos quais os eventos são espaço-

temporais, ou seja, cada evento é caracterizado por sua localização em três dimensões: as coordenadas x e y no espaço e a coordenada t no tempo. Fixe um intervalo de tempo T de forma que um evento aleatório de um dos padrões seja considerado próximo no tempo de um evento do outro padrão sempre que a distância temporal entre eles for menor ou igual a T . $Kt_{12}(h; T)$ é definida como o número de pontos do padrão N_1 que se localizam a uma distância espacial menor ou igual a h e a uma distância temporal menor ou igual a T de um ponto arbitrário do padrão N_2 , dividido pela intensidade de pontos no padrão N_1 . Nesse caso de três dimensões, a intensidade é o número de pontos esperado por unidade de volume em um padrão de pontos.

Sob a hipótese nula de independência entre os padrões N_1 e N_2 , para uma distância h e um tempo T , a função Kt_{12} deveria ser igual ao volume de um cilindro de raio h e altura T , ou seja, $Kt_{12}(h; T) = \pi h^2 T$. Sob dependência espaço-temporal positiva entre os padrões, $Kt_{12}(h; T)$ deveria ser maior que $\pi h^2 T$, enquanto sob dependência espaço-temporal negativa, $Kt_{12}(h; T)$ deveria ser menor que $\pi h^2 T$.

Suponha que n_1 e n_2 representam o número de eventos de N_1 e N_2 , respectivamente, observados no cubo \mathcal{A} , de volume A , que inscreve os eventos espaço-temporais observados na região de estudo \mathcal{R} , como mostra a Figura 3 a seguir.

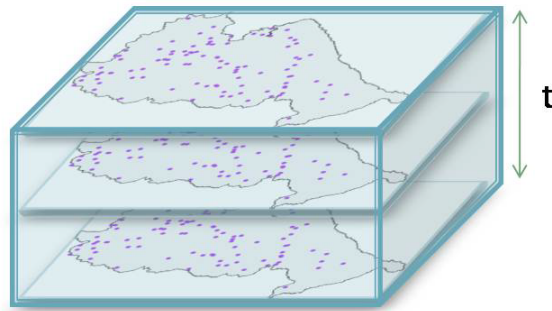


Figura 3: Representação do cubo \mathcal{A} englobando todos os eventos espaço-temporais envolvidos no problema (Pinheiro, 2009)

Sejam d_{ij} e t_{ij} as distâncias espacial e temporal (em módulo), respectivamente, entre o i -ésimo evento de N_1 e o j -ésimo evento de N_2 e $I_{h;T}(d_{ij}; t_{ij})$ é uma função indicadora

cujos valores são 1 se $d_{ij} \leq h$ e $t_{ij} \leq T$ e 0, caso contrário. Observe que no caso apenas espacial (função K_{12}), eram contados os eventos de um dos padrões que estavam dentro de um círculo de raio h centrado em um evento aleatório do outro padrão. Agora, no caso espaço-temporal, esse círculo dá lugar a um cilindro de raio h e altura T . Temos então a função empírica $\widehat{K}t_{12}$ para estimar Kt_{12} , definida da seguinte forma:

$$\widehat{K}t_{12}(h; T) = \frac{A}{n_1 n_2} \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=1}^{n_2} I_{h;T}(d_{ij}; t_{ij}).$$

Para não haver problemas nas bordas do cubo \mathcal{A} , Pinheiro (2009) sugere copiar um dos padrões e deslocar o outro. Os deslocamentos aleatórios serão realizados nas três direções (x , y e t), como mostra a Figura 4. Dessa forma, não é necessário fazer nenhum tipo de correção ao calcular os valores de $\widehat{K}t_{12}$.

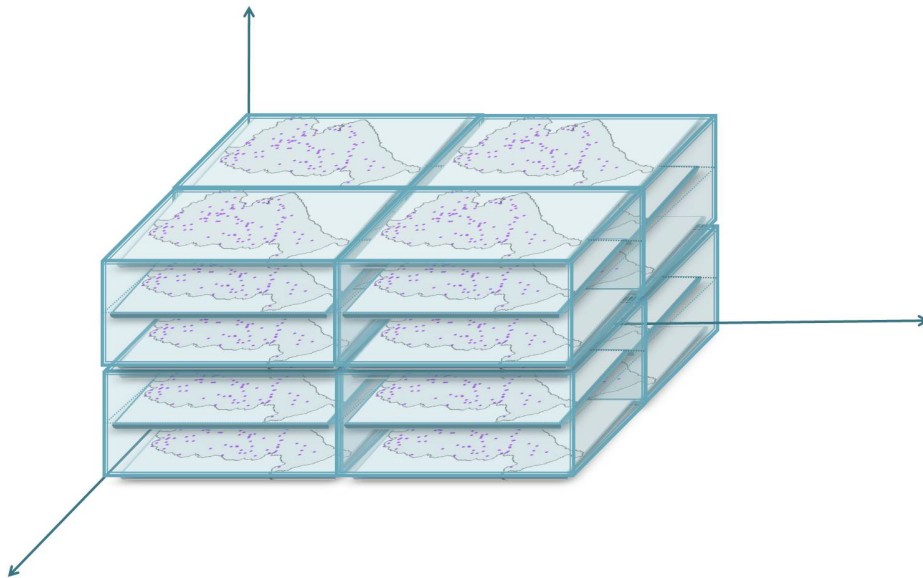


Figura 4: Solução para efeito de borda segundo a abordagem de replicação de um dos cubos (Pinheiro, 2009)

Testes condicionais de Monte Carlo são utilizados para se fazer inferência sobre a função Kt_{12} . Se a curva com os valores da função empírica, calculada com os dados nas posições originais, estiver dentro do envelope de confiança construído sob a hipótese nula, o teste conclui que há evidências de que os processos sejam independentes espaço-temporalmente.

Se a curva estiver acima do limite superior do envelope, há evidências de dependência espaço-temporal positiva entre os processos, e, finalmente, se a curva estiver abaixo do limite inferior do envelope, há evidências de dependência espaço-temporal negativa entre eles. Para maiores detalhes, ver Pinheiro (2009).

4.2.4 Modificações na função Kt_{12}

A hipótese nula do teste da função Kt_{12} , apresentado na Seção anterior, é a de que há independência entre dois padrões pontuais de dados espaço-temporais. As duas hipóteses alternativas detectadas pelo teste são interação espaço-temporal positiva ou interação espaço-temporal negativa entre os dois processos. Conforme já mencionado, embora mais raramente, em certas situações reais podem ocorrer simultaneamente interação espacial positiva e interação temporal negativa entre os dois processos, ou vice-versa. A aplicação em estudo neste trabalho se encaixa neste perfil, objetivando-se testar se os casos de óbitos por neoplasias relacionadas à radiação estão próximos no espaço das antenas de telefonia celular, mas com uma certa distância no tempo, visto que uma exposição muito imediata não determinaria um câncer. Dessa forma, são apresentadas a seguir duas pequenas modificações no teste original, para que ele possa captar esses tipos de interação.

Em linhas gerais, na modificação 1, não importa o evento que aconteceu primeiro, o caso (óbito) ou a antena. Por exemplo, a distância temporal entre um caso que aconteceu em 2001 e uma antena que foi instalada em 2002 é a mesma de um caso de 2002 e uma antena de 2001. Já na modificação 2, importa o evento que aconteceu primeiro, pois, para que haja interação, os casos devem vir sempre depois das antenas. Quer dizer, só contam para nós as situações em que o caso ocorreu T anos depois da antena. Assim, a segunda versão é mais adequada para a nossa aplicação.

Modificação 1

A primeira adaptação da função Kt_{12} , que denotaremos por função $Kt_{12}^{(1)}$, é definida como o número de pontos do padrão N_1 que se localizam a uma distância espacial menor ou igual a h e a uma distância temporal maior ou igual a T de um ponto arbitrário do padrão N_2 , dividido pela intensidade de pontos no padrão N_1 . Ao calcular a distância temporal, assim como adotado para a função Kt_{12} , não importa a ordem em que é tomada

a diferença entre os tempos dos dois processos, sendo fundamental apenas verificar em quanto eles distam no tempo, em módulo.

Sob a hipótese nula de independência entre os padrões N_1 e N_2 , para uma distância h e um tempo T , a função $Kt_{12}^{(1)}$ deveria ser igual ao volume de um cilindro de raio h e altura $\Delta T = (T_{max} - T)$, onde T_{max} é a maior distância temporal possível entre os dois padrões na situação, ou seja, $Kt_{12}^{(1)}(h; T) = \pi h^2 \Delta T$ (Figura 5. Sob dependência espacial positiva e dependência temporal negativa entre os padrões, $Kt_{12}^{(1)}(h; T)$ deveria ser maior que $\pi h^2 \Delta T$, enquanto sob dependência espacial negativa e dependência temporal positiva, $Kt_{12}^{(1)}(h; T)$ deveria ser menor que $\pi h^2 \Delta T$.

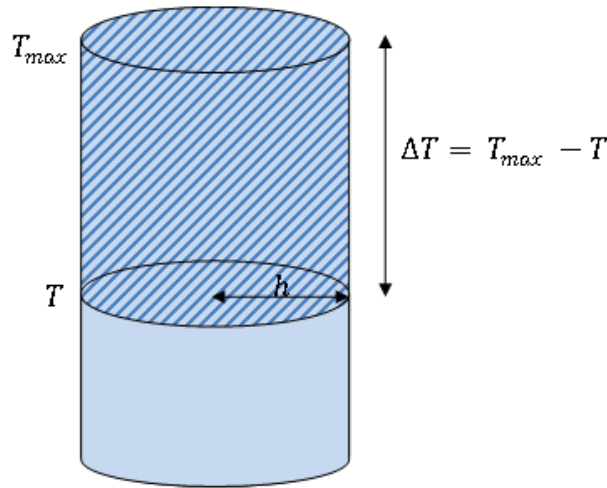


Figura 5: Volume do cilindro hachurado: Valor teórico de $Kt_{12}^{(1)}(h; T)$ sob H_0

Suponha que n_1 e n_2 representam o número de eventos de N_1 e N_2 , respectivamente, observados no cubo \mathcal{A} , de volume A , que inscreve os eventos espaço-temporais observados na região de estudo \mathcal{R} . Sejam d_{ij} e t_{ij} as distâncias espacial e temporal, respectivamente, entre o i -ésimo evento de N_1 e o j -ésimo evento de N_2 e $I_{h;T}^*(d_{ij}; t_{ij})$ é uma função indicadora cujo valor é 1 se $d_{ij} \leq h$ e $t_{ij} \geq T$ e 0, caso contrário. A função empírica $\widehat{Kt}_{12}^{(1)}$ para estimar $Kt_{12}^{(1)}$ é então dada por:

$$\widehat{Kt}_{12}^{(1)}(h; T) = \frac{A}{n_1 n_2} \sum_{i=1}^{n_1} \sum_{j=1}^{n_2} I_{h;T}^*(d_{ij}; t_{ij}). \quad (1)$$

Lembremos que, neste caso, a distância temporal t_{ij} é igual ao Tempo do i -ésimo evento de N_1 menos o Tempo do j -ésimo evento de N_2 , em módulo. Para não haver problemas nas bordas do cubo \mathcal{A} , utiliza-se o mesmo procedimento da Seção anterior.

Testes condicionais de Monte Carlo são utilizados para se fazer inferência sobre a função $Kt_{12}^{(1)}$. Se a curva com os valores da função empírica, calculada com os dados nas posições originais, estiver dentro do envelope construído sob a hipótese nula, o teste conclui que há evidências de que os processos pontuais N_1 e N_2 são independentes espaço-temporalmente. Caso contrário, conclui-se pela evidência de que há dependência espaço-temporal entre os dois padrões pontuais. No caso de interação espacial positiva e interação temporal negativa, como há mais pontos de N_1 próximos aos de N_2 no espaço e distantes no tempo do que normalmente haveria caso houvesse independência espaço-temporal entre os dois processos, a curva construída pela função aparece acima da linha superior do envelope. E, finalmente, no caso de interação espacial negativa e interação temporal positiva, como há menos pontos de N_1 próximos aos de N_2 no espaço e distantes no tempo do que normalmente haveria caso houvesse independência espaço-temporal entre os dois processos, a curva aparece abaixo da linha inferior do envelope.

Com o objetivo de testar a função modificada, foram simulados os três cenários entre dois padrões distintos de pontos que se objetiva estudar. Em todos os cenários, as localizações espaciais dos pontos foram geradas em um quadrado de lado igual a 100 e os tempos foram gerados em um período de 7 anos (2000-2006) para os pontos do tipo 1 e em um período de 8 anos (1999-2006) para os pontos do tipo 2, a fim de simular a distribuição temporal destes processos de forma similar à dos órbitos e das antenas, respectivamente, da aplicação em estudo.

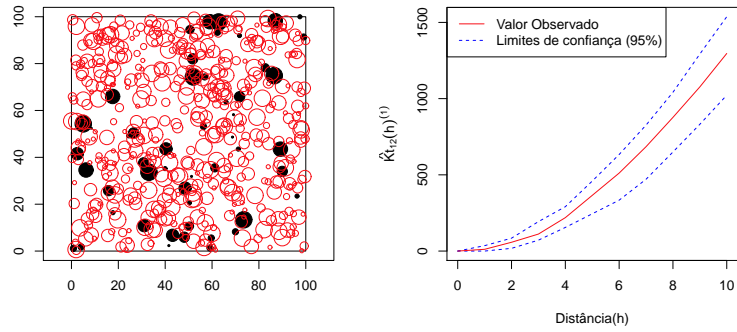
- No caso 1, supõe-se independência entre os dois padrões de pontos N_1 e N_2 . Dessa forma, gerou-se aleatoriamente 500 pontos do tipo 1 e 50 pontos do tipo 2 no quadrado, assim como os tempos também foram gerados aleatoriamente nos períodos já explicitados.
- No caso 2, supõe-se dependência entre os padrões de pontos N_1 e N_2 , sendo positiva a interação espacial e negativa a interação temporal. O fato de um ponto do padrão N_2 estar localizado em uma determinada posição no espaço-tempo implica em uma

maior chance de observar pontos do tipo 1 nas proximidades dessa posição espacialmente e, simultaneamente, distantes dessa posição no tempo. Para esse cenário, inicialmente gerou-se aleatoriamente as localizações e os tempos de 50 pontos do tipo 2. Posteriormente, para cada ponto do tipo 2, gerou-se 10 pontos do tipo 1, cujas distâncias entre cada um deles e seu ponto correspondente do tipo 2 fosse menor ou igual a 10 no espaço e maior que 2 (ou, equivalentemente, maior ou igual a 3) no tempo. Logo, no total foram gerados 500 pontos do tipo 1 e 50 do tipo 2.

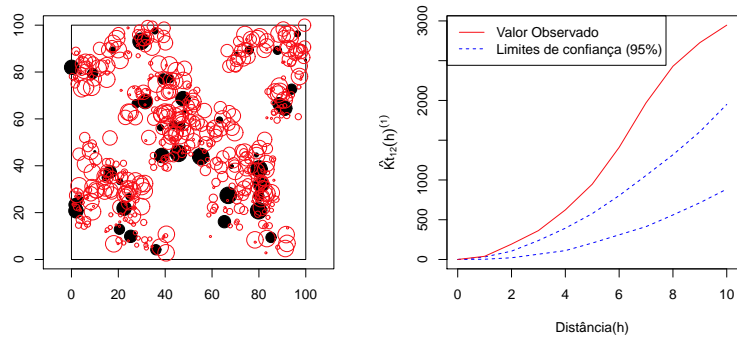
- No caso 3, supõe-se novamente dependência entre os padrões de pontos N_1 e N_2 , mas sendo negativa a interação espacial e positiva a interação temporal. O fato de um ponto do padrão N_2 estar localizado em uma determinada posição no espaço-tempo implica em uma maior chance de observar pontos do tipo 1 distantes dessa posição espacialmente e, simultaneamente, perto dessa posição no tempo. Para esse cenário, inicialmente gerou-se aleatoriamente as localizações e os tempos de 50 pontos do tipo 2 e as localizações de 2.500 pontos do tipo 1. Para cada ponto do tipo 1 cuja distância de algum ponto do tipo 2 seja menor ou igual a 10 no espaço, é feita sua exclusão do cenário, forçando assim uma menor concentração espacial de pontos do tipo 2 ao redor dos pontos do tipo 1. Após esse procedimento, calculou-se a distância espacial entre cada ponto do tipo 1 e todos os pontos do tipo 2 e gerou-se o tempo de cada ponto do tipo 1 distando em, no máximo, 2 anos do tempo do ponto do tipo 2 mais distante espacialmente dele, a fim de que os pontos dos dois processos mais distantes no espaço sejam próximos no tempo. No total, após a exclusão de pontos, o cenário ficou com 50 pontos do tipo 2 e, aproximadamente, 500 do tipo 1.

Para cada um dos três cenários gerados, aplicou-se a função $Kt_{12}^{(1)}$, considerando o tempo T fixo e igual a 3 e o vetor de distâncias até 10. O número de simulações realizadas para a construção dos envelopes de 95% de confiança foi 100.

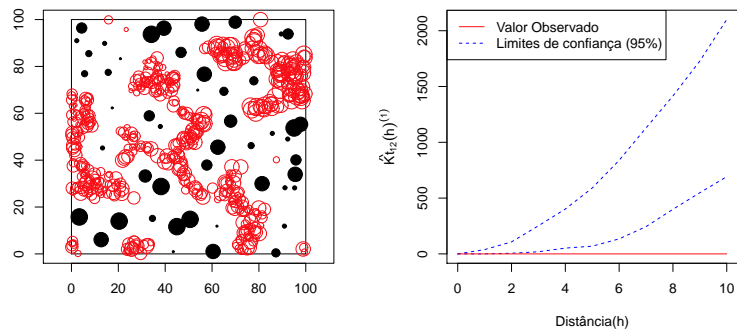
Os cenários gerados e os respectivos testes estão dados na Figura 6. Na representação dos cenários, os pontos vermelhos vazados representam os pontos do tipo 1 e os pontos pretos preenchidos representam os pontos do tipo 2. Além disso, os tamanhos dos pontos estão proporcionais à variável Tempo.



(a) Cenário 1



(b) Cenário 2



(c) Cenário 3

Figura 6: Cenários e respectivos testes via Função $Kt_{12}^{(1)}$

Da Figura 6, nota-se que os resultados dos testes foram os esperados. Para o cenário 1, onde os pontos estão distribuídos de forma aleatória, sem nenhum padrão espaço-temporal, a curva observada está dentro do intervalo de confiança, indicando a independência entre os processos N_1 e N_2 . Para o cenário 2, onde se forçou a proximidade espacial e o distanciamento temporal entre os dois processos, a curva observada está acima do limite superior de confiança, indicando que há evidências de interação espacial positiva e temporal negativa entre os dois processos. E, finalmente, para o cenário 3, onde se forçou o distanciamento espacial e a proximidade temporal entre os processos, a curva observada está abaixo do limite inferior de confiança, indicando que há evidências de interação espacial negativa e temporal positiva entre os dois processos.

Após verificado o comportamento dos cenários a partir de somente uma realização deles, cada um foi gerado mais 50 vezes e submetidos à função $Kt_{12}^{(1)}$, considerando novamente o tempo T igual a 3 e o número de simulações em cada cenário igual a 100. Os valores plotados na Figura 7 a seguir, para cada valor de distância, são as médias dos valores observados e dos envelopes das 50 simulações. Dessa figura, nota-se que os resultados são os mesmos obtidos com apenas uma realização de cada cenário.

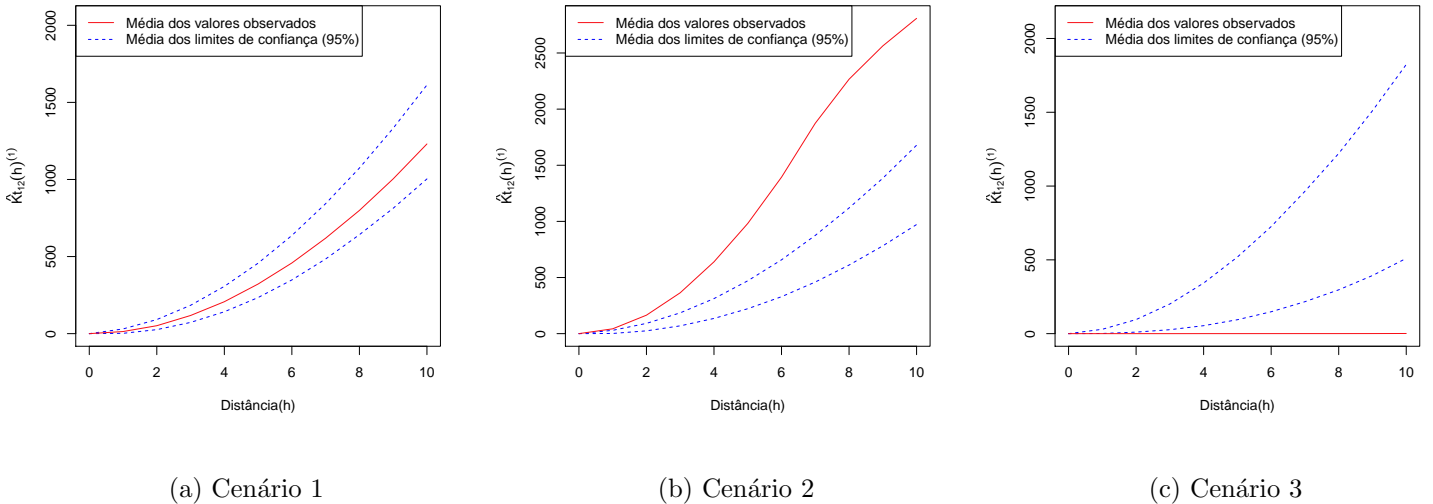


Figura 7: Função $Kt_{12}^{(1)}$: Médias para os valores observados e limites de confiança das 50 simulações, em cada um dos três cenários

Modificação 2

A segunda adaptação da função Kt_{12} , que denotaremos por função $Kt_{12}^{(2)}$, é definida, assim como a função $Kt_{12}^{(1)}$, como o número de pontos do padrão N_1 que se localizam a uma distância espacial menor ou igual a h e a uma distância temporal maior ou igual a T de um ponto arbitrário do padrão N_2 , dividido pela intensidade de pontos no padrão N_1 . No entanto, ao calcular a distância temporal, importa a ordem em que é tomada a diferença entre os tempos dos dois processos, pois, para que haja interação, um dos processos deveria ocorrer necessariamente primeiro que o outro. Assim, não se considera a distância temporal em módulo, e sim seu valor real.

Os procedimentos de inferência da função $Kt_{12}^{(2)}$ são os mesmos descritos para a função $Kt_{12}^{(1)}$. Na função empírica, dada em (1), a única modificação é que, neste caso, a distância temporal t_{ij} é igual ao Tempo do i -ésimo evento de N_1 menos o Tempo do j -ésimo evento de N_2 , necessariamente nessa ordem (valor real), pois assumiremos que N_2 deve ocorrer antes de N_1 . Para não haver problemas nas bordas do cubo \mathcal{A} , utiliza-se o mesmo procedimento utilizado por Pinheiro (2009) com a função Kt_{12} (Seção 4.2.3).

Com o objetivo de testar a função modificada, foram simulados os três cenários entre dois padrões distintos de pontos que se objetiva estudar. Como para a função $Kt_{12}^{(1)}$, em todos os cenários, as localizações espaciais dos pontos foram geradas em um quadrado de lado igual a 100 e os tempos foram gerados em um período de 7 anos (2000-2006) para os pontos do tipo 1 e em um período de 8 anos (1999-2006) para os pontos do tipo 2, a fim de simular a distribuição temporal destes processos de forma similar à dos órbitos e das antenas, respectivamente, da aplicação em estudo. Reforçando, assumiremos que a diferença temporal entre os processos será calculada na seguinte ordem: Tempos do processo N_1 menos os Tempos do processo N_2 . Logo, para que tal diferença seja positiva, os tempos do primeiro processo devem ser maiores do que os do segundo processo.

- No caso 1, supõe-se independência entre os dois padrões de pontos N_1 e N_2 . O cenário para essa situação foi gerado de forma idêntica à descrita para a função $Kt_{12}^{(1)}$.
- No caso 2, supõe-se dependência entre os padrões de pontos N_1 e N_2 , sendo positiva

a interação espacial e negativa a interação temporal. Para esse cenário, inicialmente gerou-se aleatoriamente as localizações e os tempos de 50 pontos do tipo 2. Posteriormente, para cada ponto do tipo 2 cujo tempo fosse menor ou igual ao ano de 2003, gerou-se 20 pontos do tipo 1, cujas distâncias entre cada um deles e seu ponto correspondente do tipo 2 fosse menor ou igual a 10 no espaço e maior que 2 no tempo. Para os pontos do tipo 2 cujo tempo fosse maior que 2003, não seria possível gerar pontos do tipo 1 que distassem deles em mais de 2 anos, pois o maior ano para os pontos do tipo 1 é 2006. No total, foram gerados 50 pontos do tipo 2 e, aproximadamente, 500 do tipo 1.

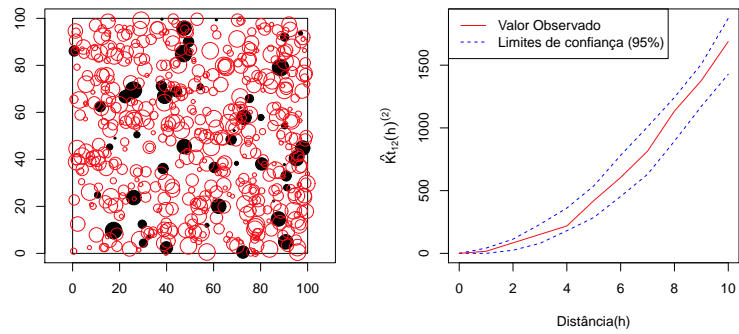
- No caso 3, supõe-se novamente dependência entre os padrões de pontos N_1 e N_2 , mas sendo negativa a interação espacial e positiva a interação temporal. O cenário para essa situação foi gerado de forma bem semelhante ao da função $Kt_{12}^{(1)}$, tomando-se apenas um cuidado adicional na geração dos tempos dos pontos do tipo 1 que distam em, no máximo, 2 anos dos tempos dos pontos do tipo 2 mais distantes espacialmente deles, de forma que, para garantir a proximidade temporal em estudo, a diferença entre os tempos não seja negativa (esteja entre zero e 2).

Para cada um dos três cenários gerados, aplicou-se a função $Kt_{12}^{(2)}$, considerando também o tempo T fixo e igual a 3 e o vetor de distâncias até 10. O número de simulações realizadas para a construção dos envelopes de 95% de confiança foi 100.

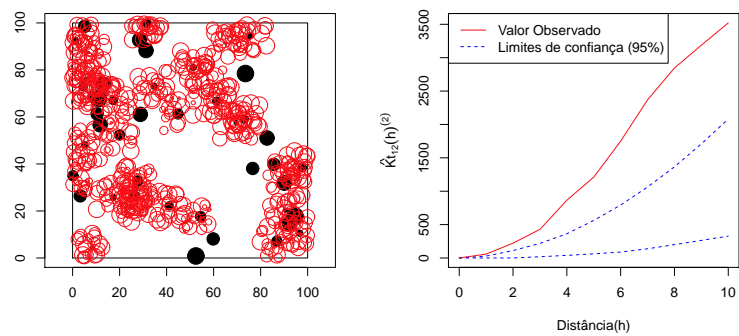
Os cenários gerados e os respectivos testes estão dados na Figura 8. Na representação dos cenários, os pontos vermelhos vazados representam os pontos do tipo 1 e os pontos pretos preenchidos representam os pontos do tipo 2. Além disso, os tamanhos dos pontos estão proporcionais à variável Tempo.

Da Figura 8, nota-se que os resultados dos testes foram novamente os esperados. Para o cenário 1, onde os pontos estão distribuídos de forma aleatória, sem nenhum padrão espaço-temporal, a curva observada está dentro do intervalo de confiança, indicando a independência entre os processos N_1 e N_2 . Para o cenário 2, onde se forçou a proximidade espacial e o distanciamento temporal entre os dois processos, a curva observada está acima do limite superior de confiança, indicando que há evidências de interação espacial positiva e temporal negativa entre os dois processos. E, finalmente, para o cenário 3,

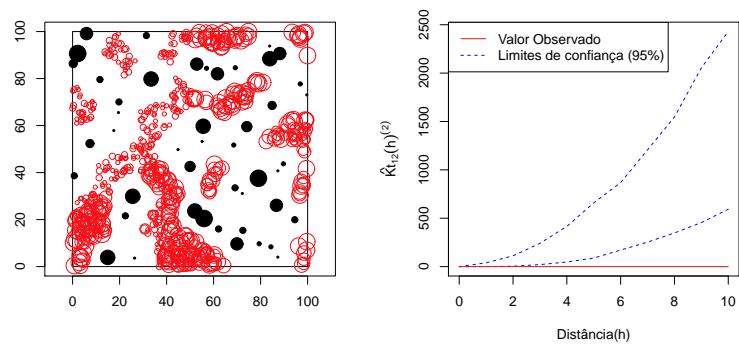
onde se forçou o distanciamento espacial e a proximidade temporal entre os processos, a curva observada está abaixo do limite inferior de confiança, indicando que há evidências de interação espacial negativa e temporal positiva entre os dois processos.



(a) Cenário 1



(b) Cenário 2



(c) Cenário 3

Figura 8: Cenários e respectivos testes via Função $Kt_{12}^{(2)}$

Após verificado o comportamento dos cenários a partir de somente uma realização deles, cada um foi gerado mais 50 vezes e submetidos à função $Kt_{12}^{(2)}$, considerando novamente o tempo T igual a 3 e o número de simulações em cada cenário igual a 100. Os valores plotados na Figura 9, para cada valor de distância, são as médias dos valores observados e dos envelopes das 50 simulações. Dessa figura, nota-se que os resultados são os mesmos ocorridos com apenas uma realização de cada cenário.

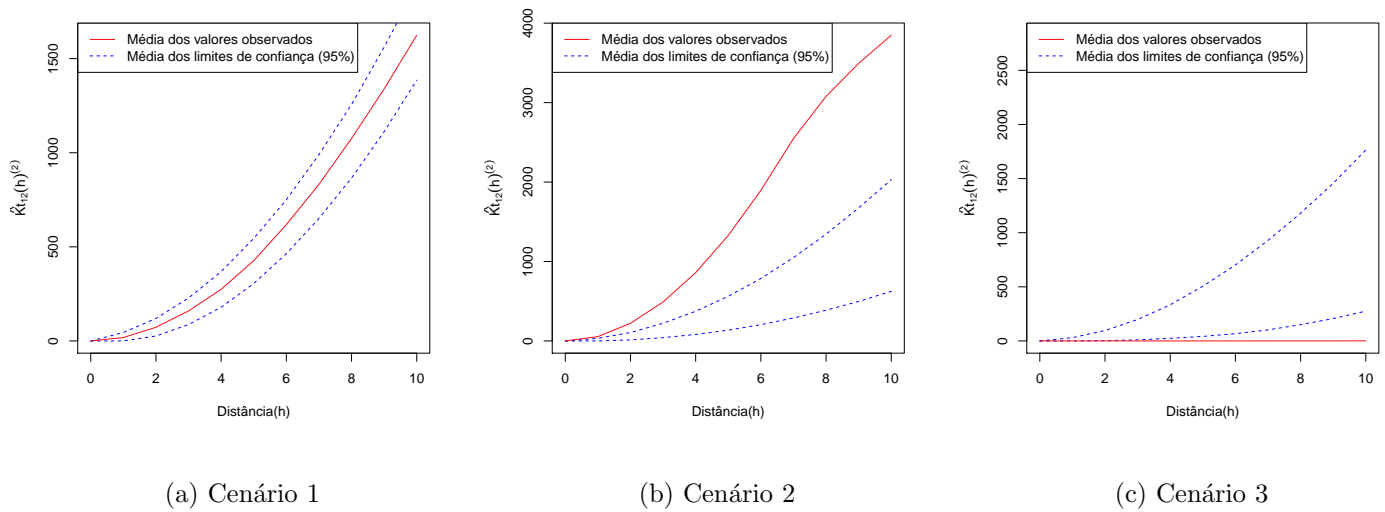


Figura 9: Função $Kt_{12}^{(2)}$: Médias para os valores observados e limites de confiança das 50 simulações, em cada um dos três cenários

4.3 Risco relativo e Razão das chances

Apresentam-se a seguir o Risco relativo e a Razão das chances, duas medidas citadas na Revisão da Literatura e que serão utilizadas na aplicação para comparação de categorias (ver, por exemplo, Mosteller,1968; Morris e Gardner, 1988). Considere a Tabela 10 a seguir.

Tabela 10: Cruzamento das variáveis Exposição e Patologia

	Doentes	Não Doentes	Total
Expostos	a	b	a+b
Não expostos	c	d	c+d

O risco relativo, que denotaremos por RR (do inglês, *relative risk*), é o risco do evento (no

caso em questão, ocorrência de uma doença) relativo à exposição. Matematicamente, é a razão da probabilidade do evento ocorrer no grupo exposto pela probabilidade do evento ocorrer no grupo não-exposto:

$$RR = \frac{p_{\text{expostos}}}{p_{\text{não expostos}}},$$

e é estimado por:

$$\widehat{RR} = \frac{a/(a+b)}{c/(c+d)}.$$

A distribuição do logaritmo deste estimador é aproximadamente Normal, com os seguintes parâmetros:

$$\log(\widehat{RR}) \stackrel{ap.}{\approx} N \left(\log(RR), \frac{1}{a} + \frac{1}{c} - \left\{ \frac{1}{a+b} + \frac{1}{c+d} \right\} \right).$$

Já a razão das chances, que denotaremos por OR (do inglês, *odds ratio*), no contexto do problema apresentado na Tabela 10, é definida como a razão entre a chance da doença ocorrer no grupo exposto e a chance de ocorrer no grupo não-exposto (sendo que chance de um evento é a probabilidade de ocorrência deste evento dividida pela probabilidade da não ocorrência do mesmo evento):

$$OR = \frac{p_{\text{expostos}}/(1 - p_{\text{expostos}})}{p_{\text{não expostos}}/(1 - p_{\text{não expostos}})}.$$

e é estimada por:

$$\widehat{OR} = \frac{\frac{a}{a+b}/(1 - \frac{a}{a+b})}{\frac{c}{c+d}/(1 - \frac{c}{c+d})} = \frac{ad}{bc}.$$

A distribuição do logaritmo deste estimador é aproximadamente Normal, com os seguintes parâmetros:

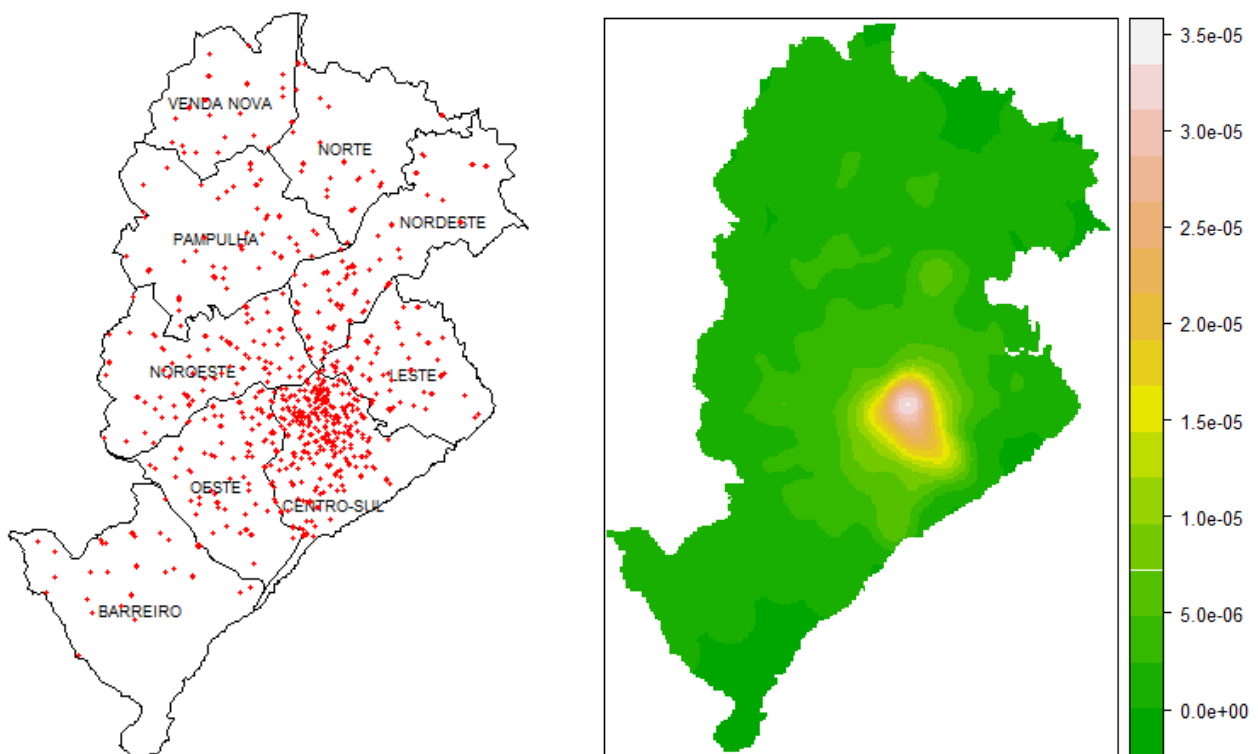
$$\log(\widehat{OR}) \stackrel{ap.}{\approx} N \left(\log(OR), \frac{1}{a} + \frac{1}{b} + \frac{1}{c} + \frac{1}{d} \right).$$

5 Resultados

5.1 Antenas

Em Belo Horizonte, até o ano de 2006, a Agência Nacional de Telecomunicações (ANATEL) concedeu a primeira licença para funcionamento a 856 antenas. Tal licenciamento teve início no ano de 1999. Como já explicitado na Seção 4.1, as coordenadas de 847

delas estavam corretas, sendo estas, portanto, analisadas neste trabalho. A Figura 10(a) apresenta a localização de cada uma das antenas e a Figura 10(b) apresenta o mapa de Kernel dessas localizações. Dessas figuras, nota-se uma grande concentração de antenas na regional Centro-Sul.



(a) Localização das antenas

(b) Mapa de Kernel das antenas

Figura 10: Mapas das 847 antenas

A Tabela 11 mostra o número de antenas por Regional. Da Tabela 11 e também da Figura 10, nota-se que a regional Centro-Sul possui uma quantidade de antenas bem superior à das demais regionais (40% de todas as antenas), seguida das regionais Oeste e Noroeste, ao passo que as regionais Norte e Venda Nova possuem poucas antenas (menos de 4% do total).

Tabela 11: Distribuição das antenas licenciadas de 1999 a 2006, segundo a Regional

Regional	Antenas	%
Centro-Sul	339	40,02
Oeste	96	11,33
Noroeste	92	10,86
Nordeste	72	8,50
Leste	72	8,50
Pampulha	65	7,67
Barreiro	45	5,32
Norte	33	3,90
Venda Nova	33	3,90
Total	847	100,00

A Figura 11 apresenta a distribuição do Número de antenas por Ano da primeira licença para funcionamento.

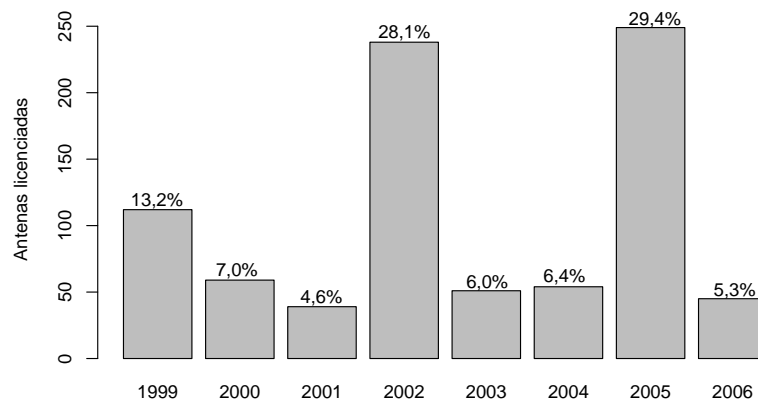


Figura 11: Distribuição das antenas por Ano do licenciamento

Da Figura 11, constata-se que a distribuição das antenas por ano da primeira licença oscila bastante de um ano para outro, não tendo um padrão de crescimento ou decréscimo nítido em todo o tempo. Os anos que registraram mais licenciamentos foram 2005, 2002 e 1999, respectivamente, sendo quase 30% deles somente no ano de 2005.

Em relação à métrica da radiação emitida pelas antenas no município, Dode (2010) realizou um projeto piloto com medições das intensidades do campo elétrico apenas no bairro Belvedere, regional Centro-Sul, onde foram coletados os dados de 300 pontos. Como as medições do campo elétrico foram realizadas apenas em uma pequena parte do município, estimamos a intensidade da radiação eletromagnética em cada local de Belo Horizonte, a partir da relação matemática existente entre ela e a distância de cada local às fontes, descrita a seguir.

Campos eletromagnéticos de alta frequência são quantificados em termos da intensidade de campo elétrico E (V/m), da intensidade de campo magnético H (A/m) e da densidade de potência S (W/m²). Eles mudam de característica com a distância a partir da fonte (antena), tendo o comportamento avaliado basicamente em duas regiões distintas: a região de campo perto e a região de campo distante. Nessa última região, zona não imediata à localização da antena, ambos os campos elétrico E e magnético H variam com o inverso da distância à fonte e a densidade de potência S varia com o inverso do quadrado da distância à fonte. Além disso, nessa região, a densidade de potência em qualquer ponto é calculada através do produto vetorial entre os vetores de campos elétrico e magnético, ou seja, $S = EH$. Para maiores detalhes, ver, por exemplo, Paulino (2001).

Assim, visto que a densidade de potência sumariza a quantificação da intensidade dos campos eletromagnéticos e decai com o quadrado da distância, a fim de estimar a intensidade incidente em cada local de Belo Horizonte, consideramos tal informação. Inicialmente, dividimos o município em uma grade finíssima. Para efeito meramente ilustrativo, na Figura 12 apresentamos uma grade sobre o município, com os centróides das células. No entanto, a grade utilizada para o procedimento de cálculo das intensidades foi mais fina do que a apresentada na figura.

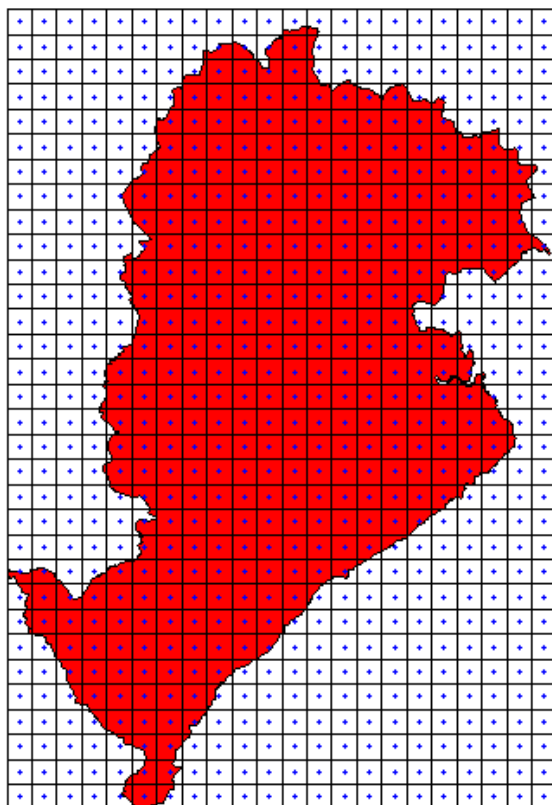
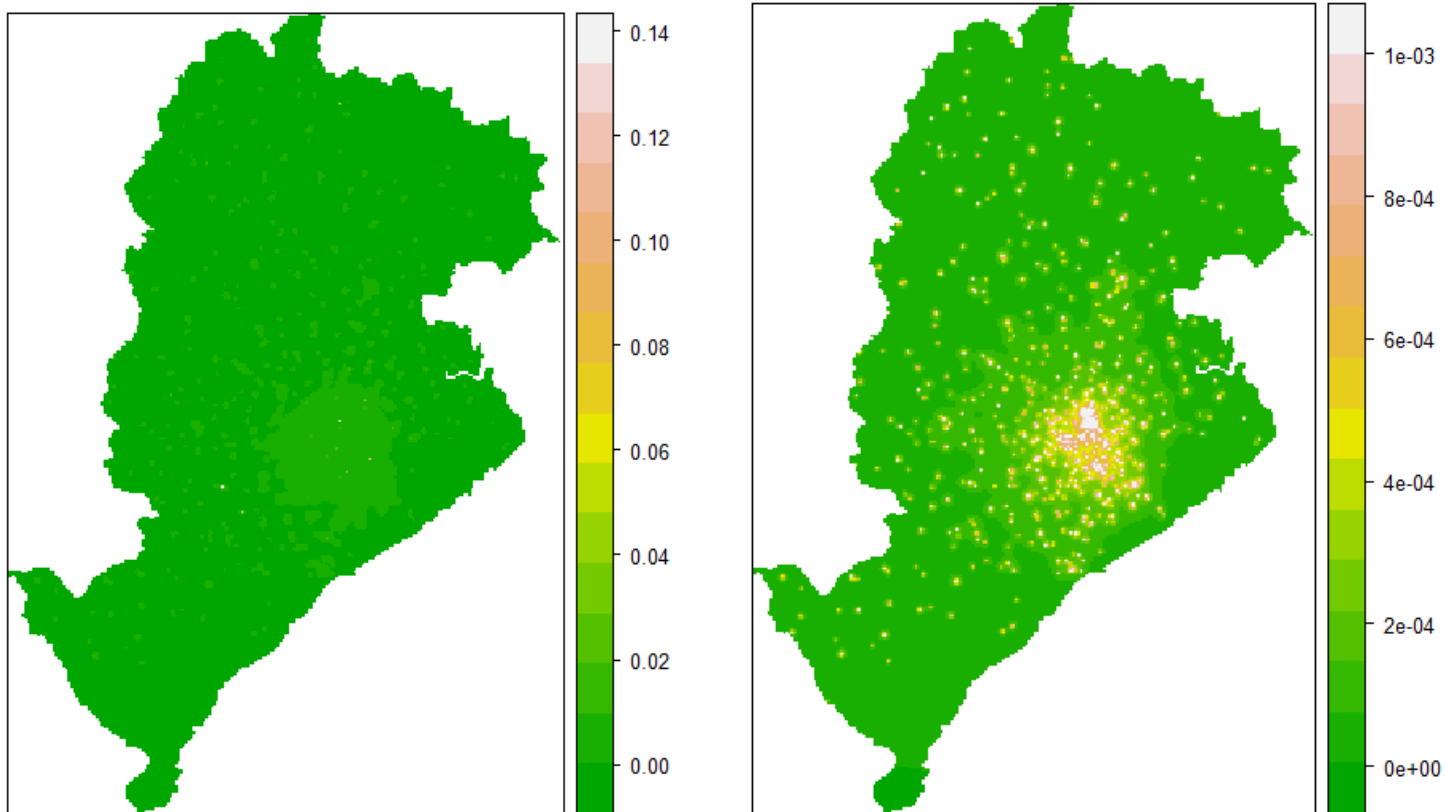


Figura 12: Grade sobre o município de Belo Horizonte, com centróides das células

Para calcular a radiação total de cada célula dessa grade, a intensidade eletromagnética emitida nela por cada antena foi estimada pelo inverso do quadrado da distância entre a antena e o centróide da célula, e, depois, somou-se as intensidades de todas as antenas.

A Figura 13 (a) a seguir apresenta as estimativas das densidades de potência incidentes na grade construída. Dessa figura, observa-se alguns outliers, que impediram uma visualização mais detalhada do comportamento da intensidade da radiação no município. Assim, na Figura 13(b), as estimativas com valores muito acima dos demais (maior do que 0,001) foram substituídas pelo valor 0,001, possibilitando ver uma concentração de intensidades mais elevadas na regional com maior número de antenas, isto é, a regional Centro-Sul.



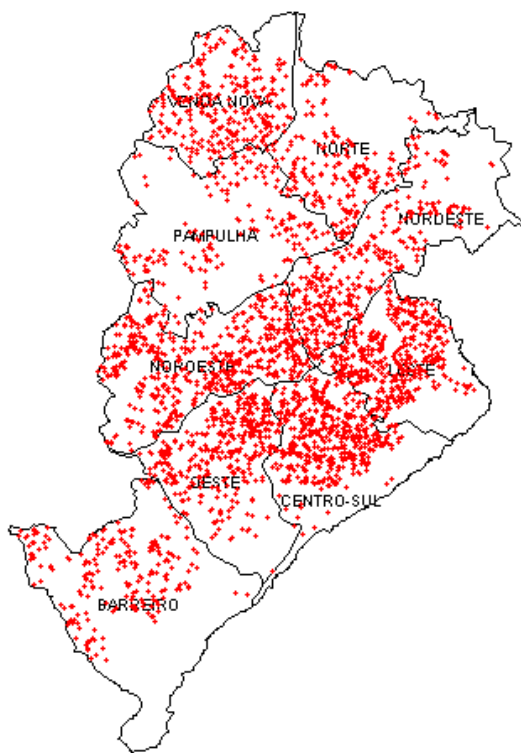
(a) Todos os dados

(b) Sem outliers

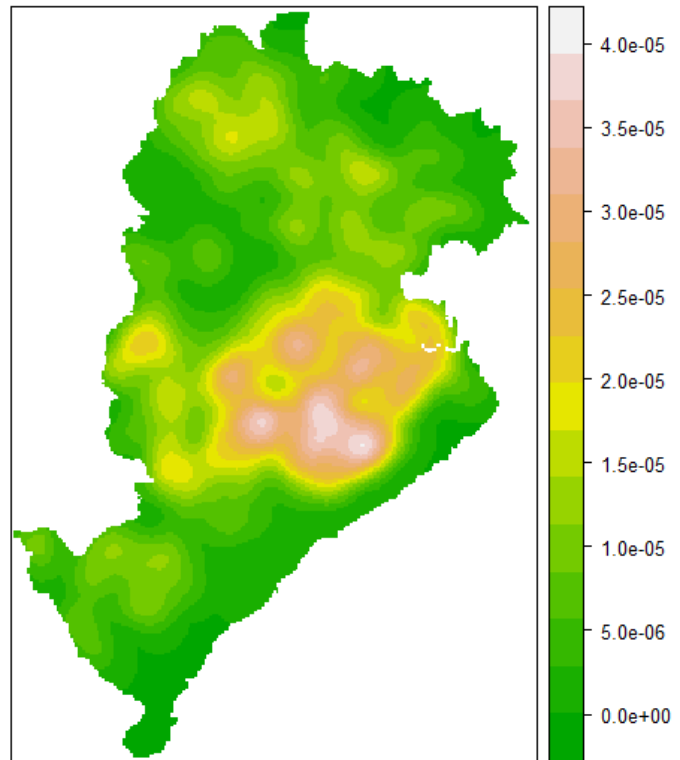
Figura 13: Estimativas das radiações emitidas no município

5.2 Casos

Conforme já explicitado na Seção 4.1, o banco de Casos foi composto por 3.295 óbitos relacionados à radiação eletromagnética, notificados no município de Belo Horizonte no período de 2000 a 2006. Os tipos de cânceres presentes nesse banco foram câncer de pulmão, câncer de próstata, tumor maligno sem especificação de localização, câncer de rim, neoplasias malignas na junção do retossingmóide, neoplasia maligna da mama, mieloma múltiplo e neoplasias malignas de plasmócitos. A Figura 14(a) apresenta a localização de cada um dos óbitos (residência dos indivíduos) e a Figura 14(b) apresenta o mapa de kernel correspondente.



(a) Localização dos óbitos



(b) Mapa de Kernel dos óbitos

Figura 14: Mapas dos óbitos (Casos)

A Tabela 12 apresenta o número de óbitos e as taxas de mortalidade por 10.000 habitantes em cada uma das 9 regionais.

Tabela 12: Distribuição de óbitos e taxas de mortalidade por Regional (Casos)

Regional	População	Óbitos	Taxa de mortalidade (por 10.000)
Barreiro	262.194	249	9,50
Centro-Sul	260.524	575	22,07
Leste	254.573	444	17,44
Nordeste	274.060	347	12,66
Noroeste	338.100	583	17,24
Norte	193.764	216	11,15
Oeste	268.124	406	15,14
Pampulha	141.853	189	13,32
Venda Nova	245.334	286	11,66
Total	2.238.526	3.295	14,71

Dessa tabela, nota-se que a regional Centro-Sul apresenta a taxa de mortalidade mais

elevada, de aproximadamente 22 óbitos a cada 10.000 habitantes, seguida das regionais Leste e Noroeste, com taxas superiores a 17 óbitos a cada 10.000 habitantes. Já a taxa mais baixa é registrada na regional Barreiro.

A Figura 15 apresenta as taxas de mortalidade por 10.000 habitantes em cada um dos 2.564 setores censitários, no período de 2000 a 2006.

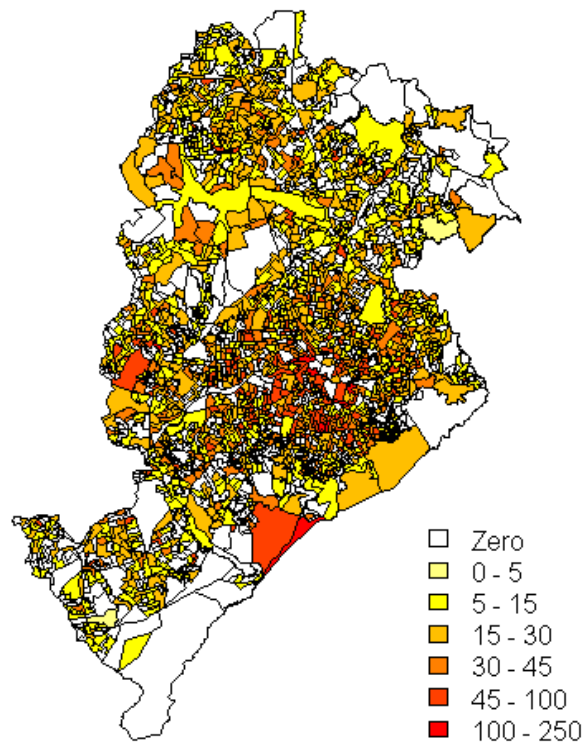


Figura 15: Taxa de óbitos, por 10.000 habitantes, nos Setores Censitários (Casos)

Da Figura 15, observa-se que as maiores taxas de mortalidade estão na região central (regionais Centro-Sul, Noroeste e Leste), como já observado anteriormente. Nota-se ainda que em vários setores a taxa de mortalidade é nula, visto que não ocorreu nenhum óbito.

A Figura 16 apresenta o número dos óbitos segundo a variável Ano.

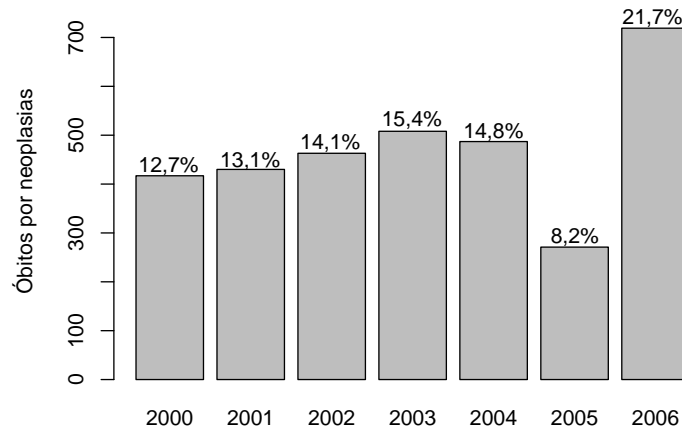


Figura 16: Distribuição dos óbitos por Ano (Casos)

Da Figura 16, nota-se que a distribuição do número de óbitos apresenta uma tendência de crescimento até o ano de 2003. Em 2005, registra-se o menor número de óbitos do período em estudo e em 2006, registra-se o maior.

A Tabela 13 apresenta a distribuição dos óbitos segundo o Sexo.

Tabela 13: Distribuição de óbitos segundo o Sexo (Casos)

Sexo	Óbitos	%
M	2.404	72,96
F	891	27,04
Total	3.295	100,00

Da Tabela 13, observa-se que a incidência de câncer é bem maior entre os homens do que entre as mulheres.

A Tabela 14 apresenta estatísticas descritivas da variável Idade no óbito e a Figura 17 apresenta sua distribuição, ambas de forma geral e por Sexo.

Tabela 14: Estatísticas descritivas da variável Idade no óbito, geral e por Sexo (Casos)

Sexo	N	Mínimo	Média	Desvio Padrão	1º quartil	Mediana	3º quartil	Máximo
M	2.404	2,00	70,34	12,84	62,00	72,00	79,00	101,00
F	891	0,00	67,58	14,81	58,00	69,00	78,00	103,00
	3.295	0,00	69,59	13,46	62,00	71,00	79,00	103,00

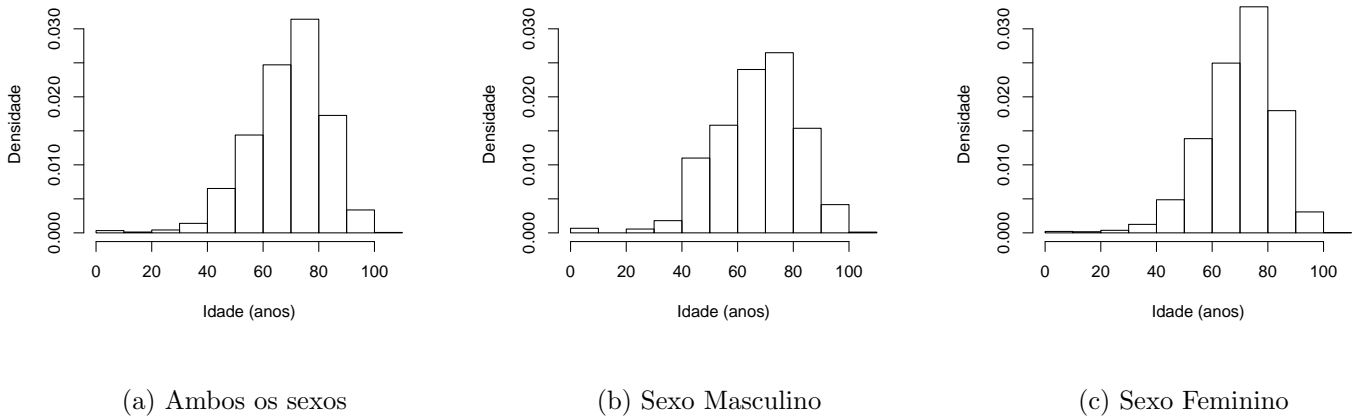


Figura 17: Histogramas da variável Idade, geral e segundo o Sexo (Casos)

Da Tabela 14, nota-se que os valores médio e mediano para a Idade no óbito estão em torno de 70 anos, mas são maiores para os homens. O menor e o maior valor ocorreram no sexo feminino, sendo de, respectivamente, 0 e 103 anos. Embora a incidência de óbitos seja maior entre os homens, nota-se da Figura 17 que a distribuição da Idade para homens e mulheres é similar, com nítida assimetria à esquerda e variabilidade semelhante.

5.3 Controles

Conforme a descrição feita na Seção 4.1, o banco de dados dos Controles foi constituído por 2.786 óbitos não relacionados aos Campos Eletromagnéticos, registrados em Belo Horizonte nos anos de 2000 a 2006, e emparelhados com os óbitos do tipo Casos. Os Controles estão representados na Figura 18 a seguir. Dos mapas da Figura 18, nota-se que os óbitos do tipo Controle estão mais concentrados na regional Centro-Sul, como os Casos.

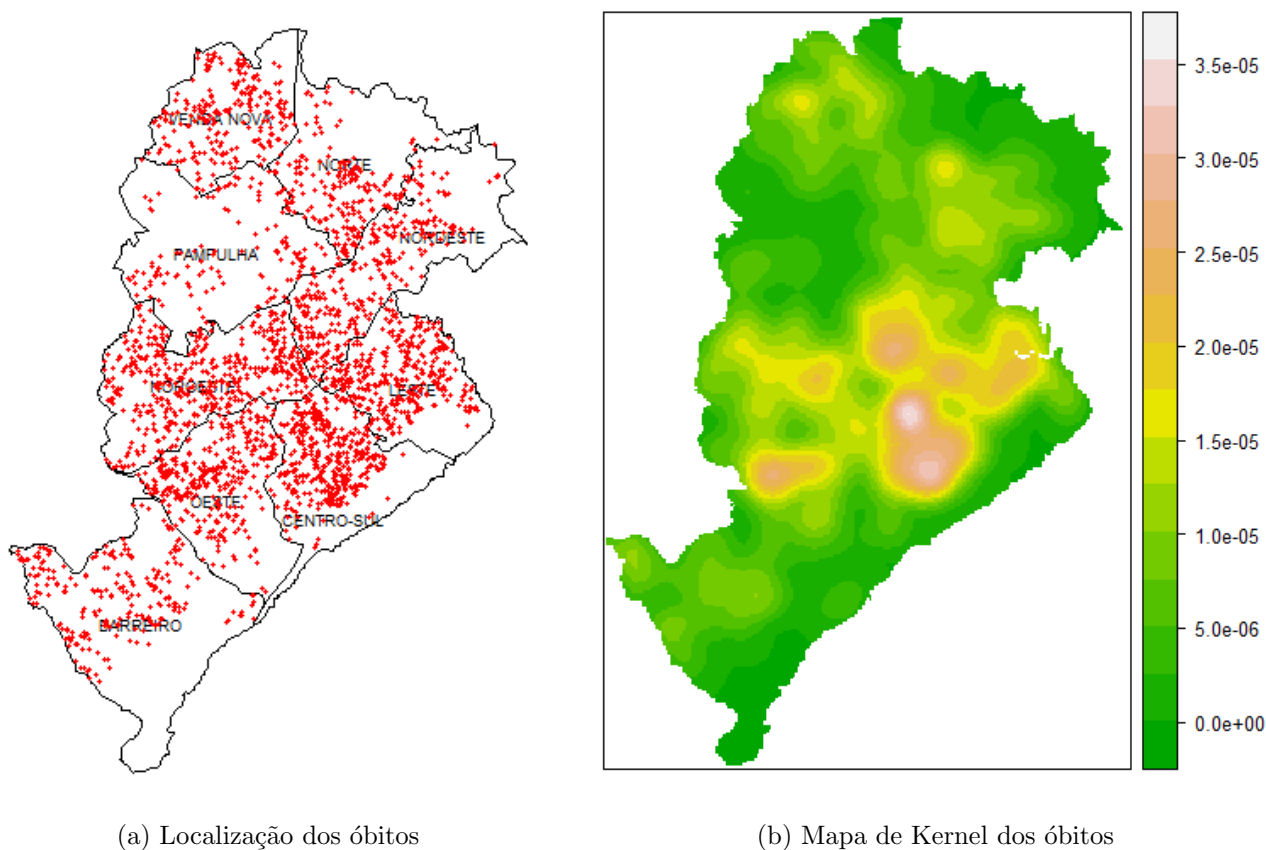


Figura 18: Mapas dos óbitos (Controles)

A Tabela 15 a seguir apresenta o número de óbitos e as taxas de mortalidade por 10.000 habitantes em cada uma das 9 regionais.

Tabela 15: Distribuição dos óbitos e taxas de mortalidade por Regional (Controles)

Regional	População	Óbitos	Taxa de mortalidade (por 10.000)
Barreiro	262.194	237	9,04
Centro-Sul	260.524	453	17,39
Leste	254.573	366	14,38
Nordeste	274.060	314	11,46
Noroeste	338.100	485	14,34
Norte	193.764	194	10,01
Oeste	268.124	336	12,53
Pampulha	141.853	146	10,29
Venda Nova	245.334	255	10,39
Total	2.238.526	2.786	12,45

Dessa tabela, nota-se taxas de mortalidade mais elevadas nas regionais Centro-Sul, Leste

e Noroeste, respectivamente. A regional Barreiro apresenta a taxa de mortalidade mais baixa, de aproximadamente 9 óbitos por 10.000 habitantes.

A Figura 19 apresenta as taxas de mortalidade por 10.000 habitantes em cada um dos 2.564 setores censitários, no período de 2000 a 2006.

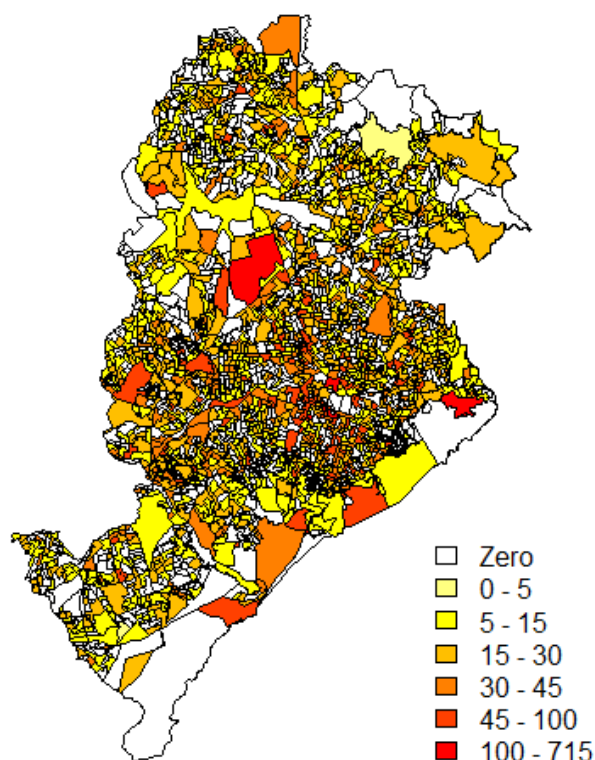


Figura 19: Taxa de óbitos, por 10.000 mil habitantes, nos Setores Censitários (Controles)

Da Figura 19, nota-se que taxas mais elevadas ocorrem com maior frequência em setores das regionais Centro-Sul, Leste e Noroeste.

A Tabela 16 apresenta a distribuição dos óbitos segundo o Sexo.

Tabela 16: Distribuição de óbitos segundo o Sexo (Controles)

Sexo	Óbitos	%
M	1.936	69,49
F	850	30,51
Total	2.786	100,00

Da Tabela 16, assim como nos Casos, entre os Controles nota-se maior incidência de

neoplasias nos homens, indicando o sucesso do emparelhamento de Casos e Controles em relação a esta variável.

A Figura 20 apresenta o número dos óbitos segundo a variável Ano.

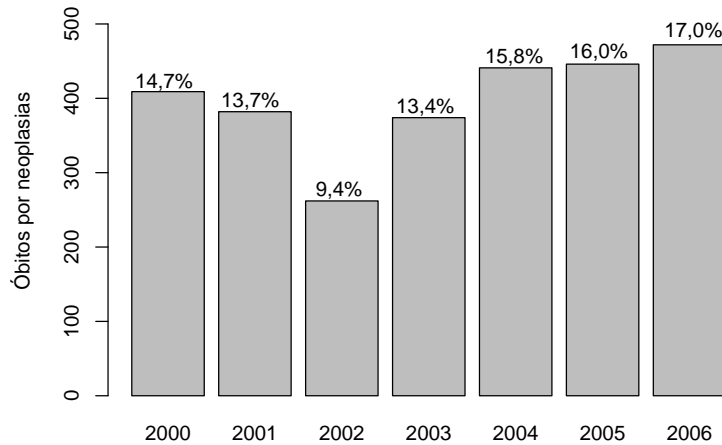


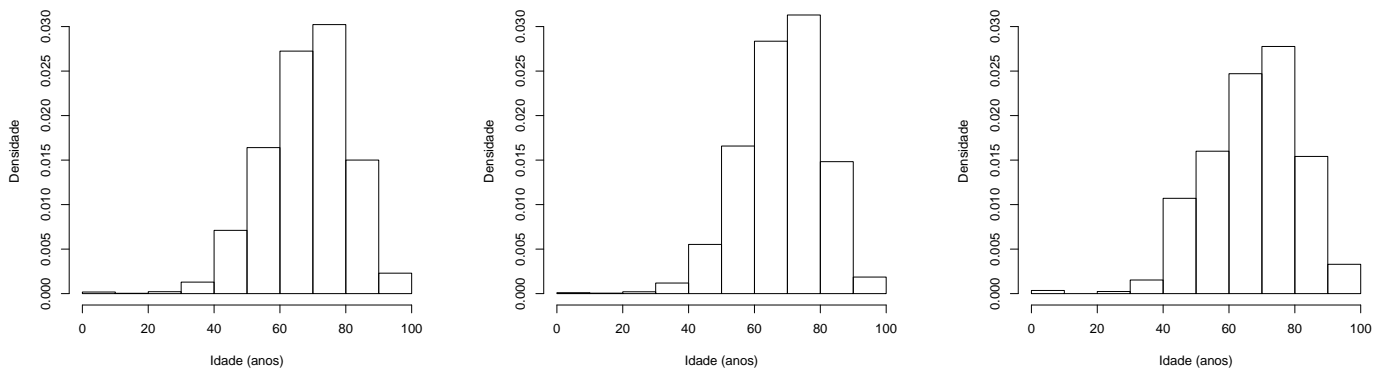
Figura 20: Distribuição dos óbitos por Ano (Controles)

Dessa figura, nota-se que a distribuição do número de óbitos apresenta uma queda brusca do ano de 2001 para 2002 e, em seguida, uma tendência de crescimento até o fim do período em estudo. Em 2002, registra-se o menor número de óbitos e em 2006, registra-se o maior.

A Tabela 17 apresenta estatísticas descritivas da variável Idade no óbito e a Figura 21 apresenta sua distribuição, ambas de forma geral e por Sexo. Da Tabela 17, nota-se que os valores médio e mediano para a Idade no óbito dos homens são ligeiramente superiores aos das mulheres. Comparando tal variável entre Casos e Controles, observa-se a similaridade dos valores, tanto de forma geral como em cada um dos sexos, conforme o esperado com o pareamento. Da Figura 21, nota-se que a distribuição da Idade para homens e mulheres é similar, com nítida assimetria à esquerda e variabilidade semelhante, sendo semelhante também à distribuição dos Casos.

Tabela 17: Estatísticas descritivas da variável Idade no óbito, geral e por Sexo (Controles)

Sexo	N	Mínimo	Média	Desvio Padrão	1º quartil	Mediana	3º quartil	Máximo
M	1.936	2,00	68,95	11,97	61,00	70,00	77,00	97,00
F	850	1,00	67,87	13,76	59,00	69,00	78,00	96,00
	2.786	1,00	68,62	12,55	60,00	70,00	77,00	97,00



(a) Ambos os sexos

(b) Sexo Masculino

(c) Sexo Feminino

Figura 21: Histogramas da variável Idade, geral e segundo o Sexo (Controles)

5.4 Antenas e Casos

A fim de investigar descritivamente a ocorrência de óbitos nas proximidades das antenas, inicialmente calculou-se, para cada óbito, a distância até a antena mais próxima a ele, considerando apenas as antenas licenciadas pelo menos um ano antes da ocorrência do mesmo. As distâncias obtidas foram então categorizadas e são apresentadas apenas até a faixa de 1.000 m. A partir das informações do número de casos (numerador) e da população sob risco (denominador) em cada faixa de distância, calculou-se as taxas de mortalidade, por 10.000 habitantes.

O numerador foi obtido pela soma do número de óbitos em cada faixa. Já a população sob risco foi calculada pela soma das populações de todos os setores censitários onde ocorreram os óbitos naquela faixa. Por exemplo, a distância até a antena mais próxima

teve um valor menor ou igual a 100 m para 201 óbitos (numerador); assim, a população sob risco dessa faixa (0 a 100 m) é dada pela soma das populações de todos os setores censitários onde estes 201 óbitos estavam localizados, que pode incluir até 201 setores se todos óbitos ocorreram em setores diferentes. Se mais de um óbito ocorrer naquele setor, a população do mesmo é contada na soma uma única vez. Ao considerar toda a população dos setores, visto que não seria possível contabilizar apenas a população que estava dentro das faixas, destaca-se que a variável População sob risco está superestimada e, conseqüentemente, as taxas de mortalidade estão subestimadas, o que é uma posição conservadora em direção à hipótese de não-associação entre óbitos e antenas.

As taxas foram comparadas pelas medidas de risco relativo e razão das chances, considerando como categoria de referência a faixa de 900 a 1.000 m (menos exposta). Como as populações sob risco são grandes, tais medidas apresentaram praticamente os mesmos valores e por isso apenas uma delas será mostrada. Os resultados estão na Tabela 18 e nas Figuras 22 e 23 a seguir.

Tabela 18: Taxa de mortalidade, por 10.000, de acordo com a distância do óbito até a antena mais próxima e Riscos relativos (Casos)

Distância	Óbitos	População	Taxa de mortalidade (por 10.000)	Risco Relativo	Intervalo de confiança (95%)
0-100 m	201	102.616	19,59	1,77	[1,40 ; 2,24]
100-200 m	477	257.542	18,52	1,67	[1,35 ; 2,06]
200-300 m	472	293.608	16,08	1,45	[1,17 ; 1,79]
300-400 m	428	300.001	14,27	1,29	[1,04 ; 1,59]
400-500 m	377	265.312	14,21	1,28	[1,03 ; 1,59]
500-600 m	257	195.136	13,17	1,19	[0,95 ; 1,49]
600-700 m	240	201.031	11,94	1,08	[0,86 ; 1,35]
700-800 m	191	144.507	13,22	1,19	[0,94 ; 1,51]
800-900 m	130	114.453	11,36	1,02	[0,79 ; 1,32]
900-1.000 m	106	95.622	11,09	1,00	-

Da Tabela 18 e da Figura 22, observa-se que, em geral, a taxa de mortalidade teve um comportamento decrescente com o aumento da distância. Considerando que a taxa de mortalidade por neoplasias relacionadas aos CEM em toda a cidade no período em estudo foi de 14,72 por 10.000 habitantes (já que o número de casos georreferenciados foi

igual a 3.295 e a população total igual a 2.238.526), nota-se que as taxas de mortalidade são maiores do que a taxa global até a terceira faixa de distância. Em relação às medidas de comparação das categorias, da Tabela 18 e da Figura 23, nota-se que as cinco primeiras categorias se diferem significativamente da última, tendo risco relativo e razão das chances mais elevados que os da categoria de referência. Tais resultados, portanto, em princípio, dão indícios de que quanto maior a proximidade das antenas, maior seria o risco de neoplasias relacionadas à radiação eletromagnética.

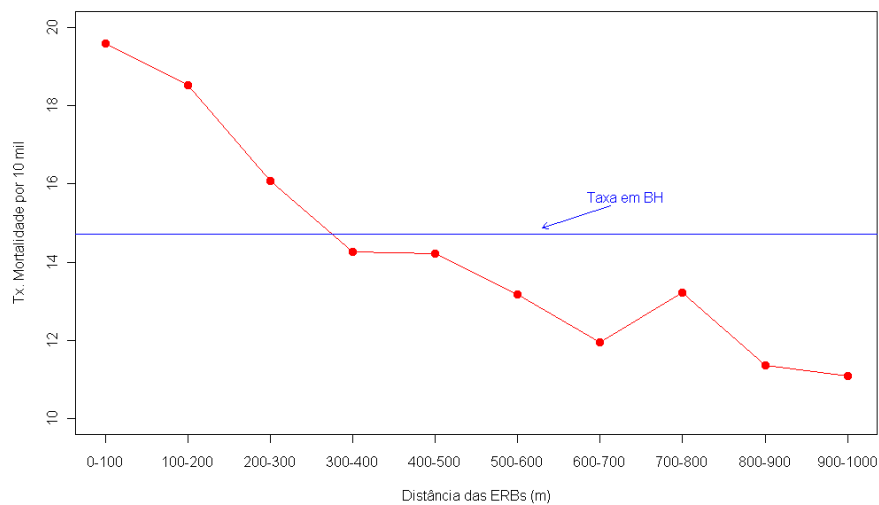


Figura 22: Taxas de mortalidade de acordo com a distância das ERBs (Casos)

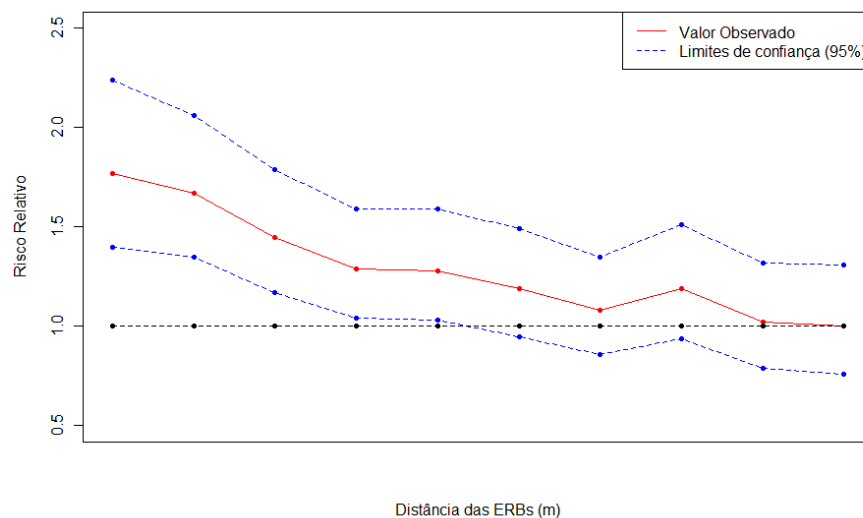


Figura 23: Riscos relativos em cada faixa de distância (Casos)

Como já mencionado na Seção 5.1, a intensidade da radiação eletromagnética mensurada pela densidade de potência varia com o inverso do quadrado da distância. É importante destacar que as categorias de distância acima definidas não levaram isso em conta. No entanto, para considerar tal comportamento, estimamos a radiação total incidente em cada órbita da seguinte forma: a intensidade eletromagnética emitida no órbita por cada antena instalada antes dele foi calculada como o inverso do quadrado da distância entre a antena e o órbita, e, depois, somou-se as intensidades de todas as antenas em questão. a Figura 24(a) apresenta o mapa de símbolos proporcionais aos valores das intensidades estimadas e a Figura 24(b) apresenta o mapa de símbolos coloridos e proporcionais de acordo com os quartis das intensidades estimadas. Além disso, a Tabela 19 apresenta estatísticas descritivas das estimativas das intensidades totais incidentes em cada órbita.

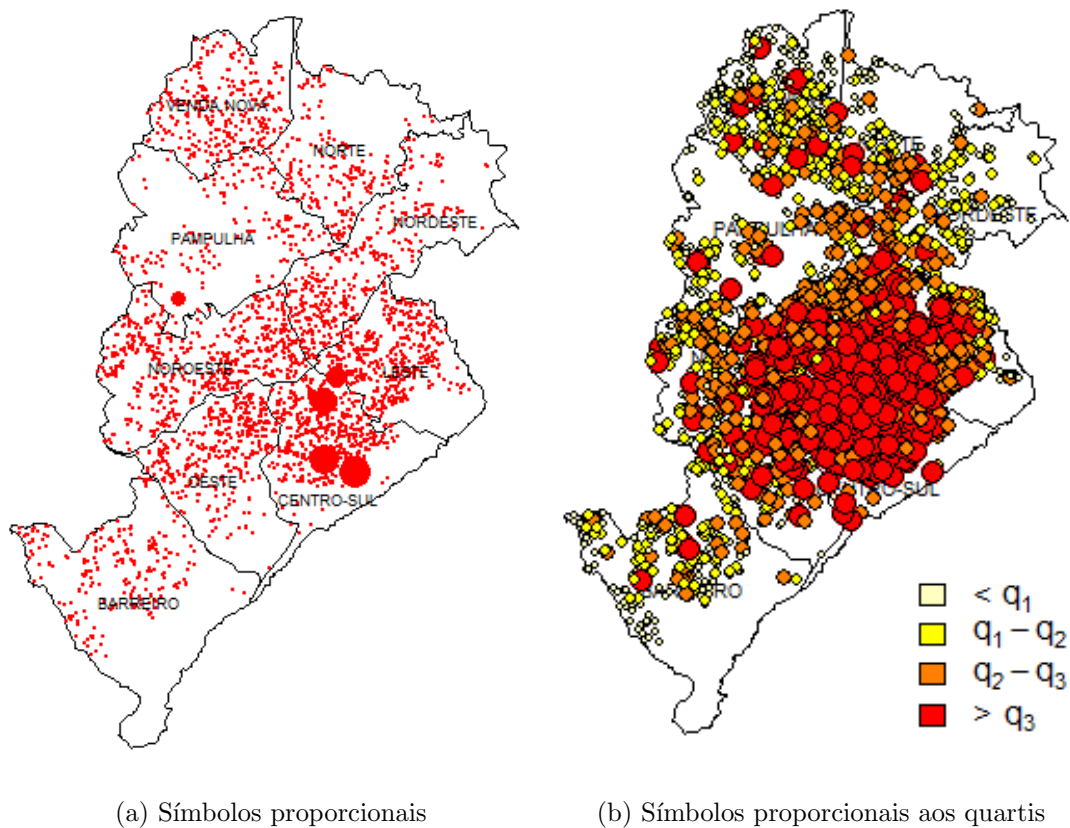


Figura 24: Mapas da Intensidade incidente nos órbitos (Casos)

Nota-se que os maiores valores das intensidades eletromagnéticas foram estimados para órbitos localizados na regional Centro-Sul (Figura 24 (a)), assim como uma maior concentração de intensidades elevadas ocorreu nesta regional (Figura 24 (b)), resultado já esperado em virtude da mesma possui maior número de antenas instaladas.

Tabela 19: Estatísticas descritivas da variável Intensidade incidente nos órbitos (Casos)

N	Mínimo	Média	Desvio Padrão	1º quartil	Mediana	3º quartil	Máximo
3.295	$6,75e^{-07}$	$1,01e^{-04}$	$3,93e^{-04}$	$1,31e^{-05}$	$3,20e^{-05}$	$8,24e^{-05}$	$1,13e^{-02}$

A análise apresentada anteriormente, na Tabela 18 e nas Figuras 22 e 23, considerou a distância de cada órbito apenas até a antena mais próxima dele, instalada antes da ocorrência do mesmo. Calculamos também as distâncias de cada órbito até todas as antenas instaladas antes dele e tais distâncias foram categorizadas nas mesmas faixas utilizadas anteriormente (de 0 até 1.000 m), ou seja, serão analisadas apenas as distâncias até 1.000 m. Após contabilizar o número de antenas presentes em cada faixa de distância, para cada órbito, tomou-se as estatísticas descritivas dessa variável considerando os dados de todos os órbitos, como mostra a Tabela 20 a seguir.

Tabela 20: Estatísticas descritivas da variável Número de antenas cuja distância dos órbitos está entre $100x$ e $100(x + 1)$, para $x = 0, 1, \dots, 9$ (Casos)

Distância	N	Min.	Média	D.P.	1º quartil	Mediana	3º quartil	Max.	Soma
0-100 m	3.295	0,00	0,08	0,34	0,00	0,00	0,00	4,00	256
100-200 m	3.295	0,00	0,28	0,78	0,00	0,00	0,00	10,00	920
200-300 m	3.295	0,00	0,45	1,11	0,00	0,00	0,00	12,00	1.475
300-400 m	3.295	0,00	0,59	1,28	0,00	0,00	1,00	11,00	1.945
400-500 m	3.295	0,00	0,79	1,59	0,00	0,00	1,00	14,00	2.600
500-600 m	3.295	0,00	0,84	1,62	0,00	0,00	1,00	15,00	2.756
600-700 m	3.295	0,00	1,02	1,95	0,00	0,00	1,00	18,00	3.361
700-800 m	3.295	0,00	1,16	2,03	0,00	0,00	1,00	15,00	3.810
800-900 m	3.295	0,00	1,28	2,20	0,00	0,00	2,00	17,00	4.224
900-1.000 m	3.295	0,00	1,45	2,50	0,00	0,00	2,00	21,00	4.787

Da Tabela 20, nota-se que os números de antenas a certa distância dos órbitos aumentam com as faixas de distância. Enquanto o número máximo de antenas localizadas até 100 m de um órbitos foi igual a 4, o número máximo de antenas localizadas entre 900 e 1.000 m de um órbitos foi igual a 21. Nota-se ainda que 75% dos órbitos não tiveram nenhuma antena localizada a até 300 m deles. Além disso, metade dos órbitos não tiveram nenhuma antena localizada desde a quarta até a décima faixa de distância.

Ainda a fim de verificar descritivamente uma possível interação, calculou-se a correlação linear de Pearson entre as intensidades estimadas em cada quadrícula pelo método de Kernel das antenas (Figura 10(b)) e as intensidades dos óbitos (Figura 14(b)). A correlação obtida foi alta, positiva e significativa, com o valor de 0,7 e o valor p foi menor que $2, 2e^{-16}$.

Finalmente, a fim de testar a interação espaço-temporal entre Óbitos e Antenas, aplicou-se a função $Kt_{12}^{(2)}$ a esses processos. Tal versão do teste foi escolhida pelo fato de ser importante neste caso que a instalação das antenas anteceda a ocorrência dos óbitos. Foram realizados os testes para o tempos fixos de $T = 2, 3, 4$, e para cada tempo, utilizou-se o vetor de distâncias até 1.000 metros. Além disso, o número de simulações para construção dos envelopes de confiança foi 100. Os resultados estão na Figura 25 a seguir.

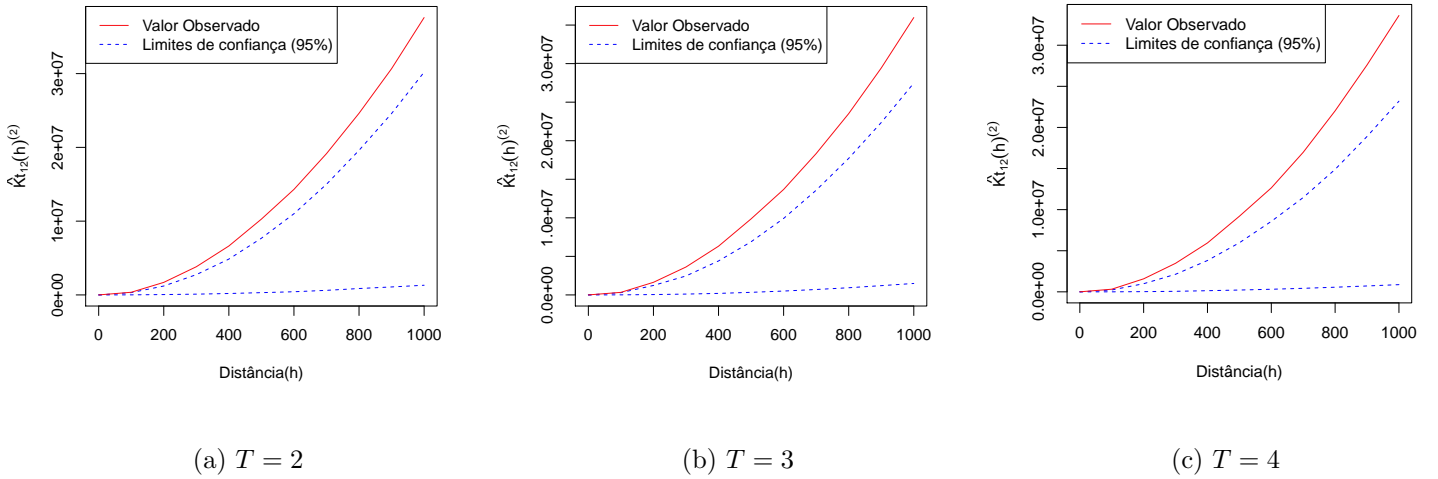


Figura 25: Função $Kt_{12}^{(2)}$: Casos e Antenas

Para todos os valores de T , ao nível de significância de 5%, há evidências de que os dois padrões de pontos não são independentes. Além disso, como os valores observados estão acima dos limites superiores dos intervalos de confiança, há indícios de uma interação espacial positiva e temporal negativa entre Casos e Antenas, que se acentua com o aumento do tempo T . Logo, tais resultados sustentam a hipótese de que após um certo tempo de exposição, onde há mais antenas, maior é a chance de ocorrência de óbitos por neoplasias relacionadas aos CEM em suas proximidades.

5.5 Antenas e Controles

Nesta seção, são feitas as mesmas análises da seção anterior, a fim de investigar a associação entre a ocorrência de óbitos do tipo Controle e a localização das antenas.

Calculou-se inicialmente, para cada óbito, a distância até a antena mais próxima a ele, considerando apenas as antenas licenciadas pelo menos um ano antes da ocorrência do mesmo. As distâncias obtidas foram categorizadas e são apresentadas apenas até a faixa de 1.000 m. Foram calculadas também as taxas de mortalidade, da mesma forma que foi feita para os Casos. Tais taxas foram comparadas pelas medidas de risco relativo e razão das chances, considerando como categoria de referência a faixa de 900 a 1.000 m. Como as populações sob risco são grandes, tais medidas apresentaram praticamente os mesmos valores e por isso apenas uma delas será mostrada. Os resultados estão na Tabela 21 e nas Figuras 26 e 27 a seguir.

Tabela 21: Taxa de mortalidade, por 10.000, de acordo com a distância do óbito até a antena mais próxima e Riscos relativos (Controles)

Distância	Óbitos	População	Taxa de mortalidade (por 10.000)	Risco Relativo	Intervalo de confiança (95%)
0-100 m	153	95.466	16,03	1,48	[1,15 ; 1,92]
100-200 m	332	199.223	16,66	1,54	[1,22 ; 1,95]
200-300 m	400	288.508	13,86	1,28	[1,02 ; 1,61]
300-400 m	346	258.049	13,41	1,24	[0,99 ; 1,56]
400-500 m	305	238.497	12,79	1,18	[0,94 ; 1,50]
500-600 m	283	233.298	12,13	1,12	[0,89 ; 1,42]
600-700 m	190	156.466	12,14	1,12	[0,88 ; 1,44]
700-800 m	171	145.953	11,72	1,09	[0,84 ; 1,40]
800-900 m	129	111.777	11,54	1,07	[0,82 ; 1,40]
900-1.000 m	91	84.284	10,80	1,00	-

Da Tabela 21 e da Figura 26, observa-se que, em geral, a taxa de mortalidade teve um comportamento decrescente com o aumento da distância. Considerando que a taxa de mortalidade por neoplasias relacionadas aos CEM em toda a cidade no período em estudo foi de 12,44 por 10.000 habitantes (já que o número de controles emparelhados foi igual a 2.786 e a população total igual a 2.238.526), nota-se que as taxas de mortalidade são maiores do que a taxa global até a quinta faixa de distância. Em relação às medidas

de comparação das categorias, da Tabela 21 e da Figura 27, nota-se que apenas as três primeiras categorias se diferem significativamente da última, tendo risco relativo e razão das chances mais elevados que os da categoria de referência. Os resultados aqui apresentados são similares aos obtidos na análise dos Casos, o que pode ser um indício de que tais configurações podem ter ocorrido em virtude da distribuição populacional, e não de uma interação com a radiação eletromagnética das antenas.

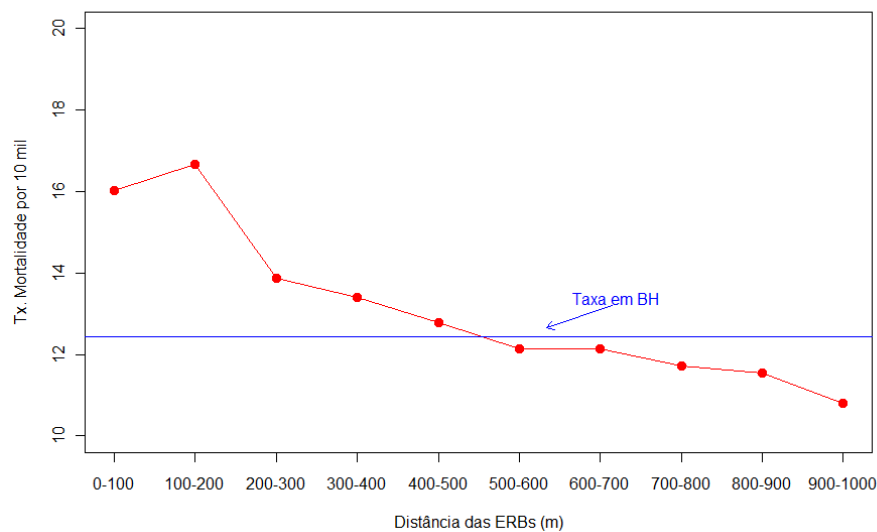


Figura 26: Taxas de mortalidade de acordo com a distância das ERBs (Controles)

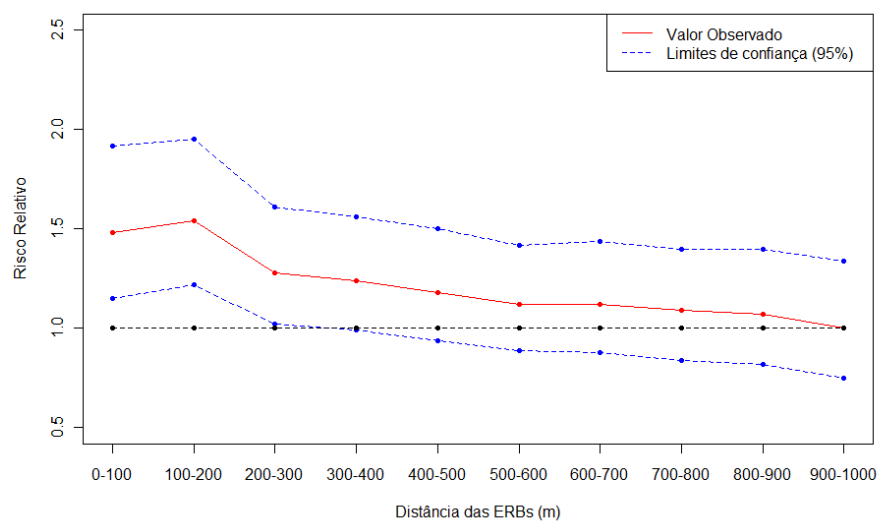


Figura 27: Riscos relativos em cada faixa de distância (Controles)

É importante destacar que, novamente, as categorias de distância acima definidas não

levaram em conta que a intensidade da radiação eletromagnética mensurada pela densidade de potência varia com o inverso do quadrado da distância. Estimamos a radiação total incidente em cada óbito do tipo Controle considerando tal informação, da mesma forma feita para os Casos. A Tabela 22 a seguir apresenta estatísticas descritivas das estimativas das intensidades totais incidentes em cada óbito. Além disso, a Figura 28(a) apresenta o mapa de símbolos proporcionais aos valores das intensidades estimadas e a Figura 28(b) apresenta o mapa de símbolos coloridos e proporcionais de acordo com os quartis das intensidades estimadas.

Tabela 22: Estatísticas descritivas da variável Intensidade incidente nos óbitos (Controles)

N	Mínimo	Média	Desvio Padrão	1º quartil	Mediana	3º quartil	Máximo
2.786	$6,96e^{-07}$	$8,13e^{-05}$	$2,74e^{-04}$	$1,20e^{-05}$	$2,96e^{-05}$	$7,14e^{-05}$	$7,43e^{-03}$

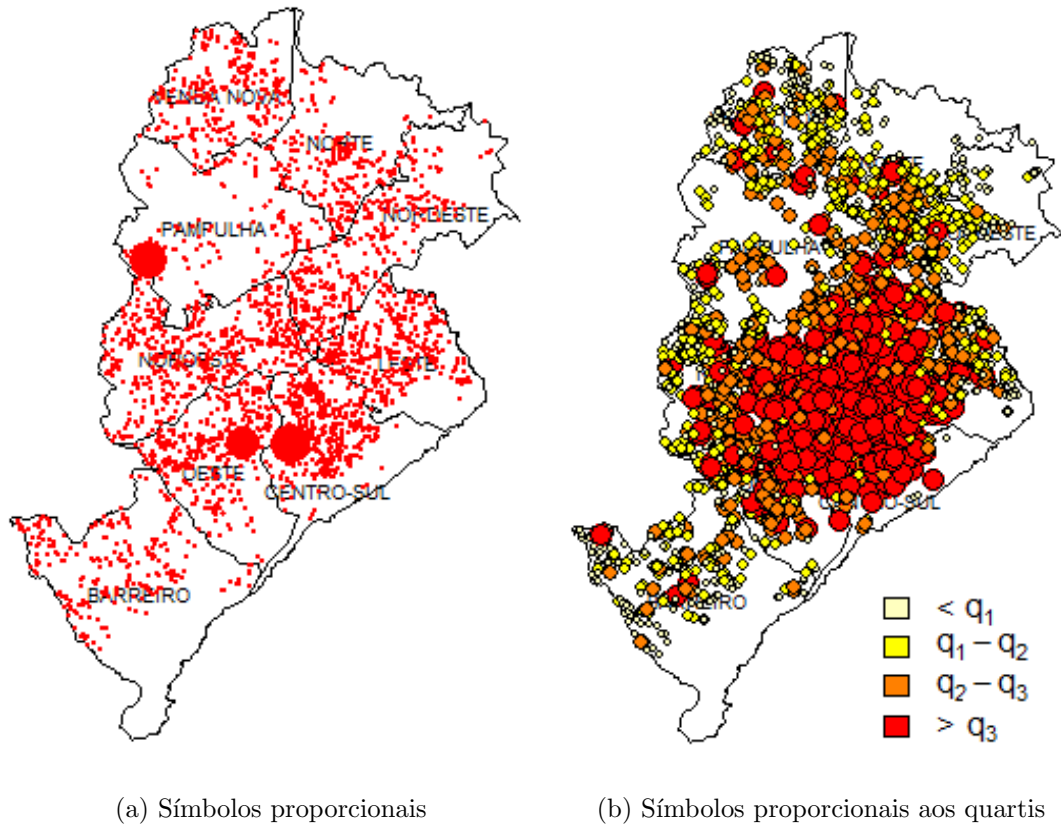


Figura 28: Mapas da Intensidade incidente nos óbitos (Controles)

Da Figura 28(a), observa-se que as três maiores intensidades eletromagnéticas foram es-

timadas para órbitos localizados nas regionais Centro-Sul, Pampulha e Oeste, respectivamente, embora da Figura 24 (b) percebe-se, assim como entre os Casos, uma maior concentração dos órbitos na regional Centro-Sul.

Comparando-se as intensidades totais de Casos e Controles, das Tabelas 19 e 22, nota-se que os valores médio e mediano, assim como o valor máximo da radiação incidente nos Casos são mais elevados que os valores correspondentes dos Controles. Além disso, dos histogramas da Figura 29 a seguir, nota-se também a superioridade de algumas intensidades estimadas para os Casos, em relação às dos Controles; no entanto, a maior concentração das intensidades está no mesmo intervalo (0 a 0,0005) para ambos os órbitos.

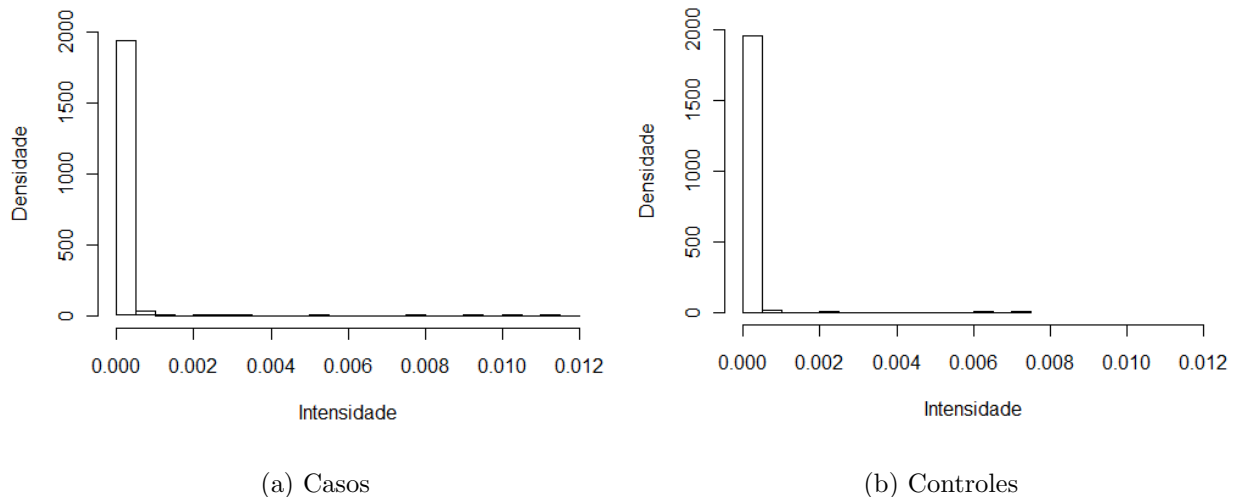


Figura 29: Histogramas das Intensidades eletromagnéticas estimadas para Casos e Controles

A análise apresentada na Tabela 21 e nas Figuras 26 e 27 considerou a distância de cada órbito apenas até a antena mais próxima dele, instalada antes da ocorrência do mesmo. Ainda a fim de verificar descritivamente uma possível interação entre as localizações de Controles e Antenas, calculamos também as distâncias de cada órbito até todas as antenas instaladas antes dele. Após contabilizar o número de antenas presentes em cada faixa de distância (até 1.000m), para cada órbito, tomou-se as estatísticas descritivas dessa variável considerando os dados de todos os órbitos, como mostra a Tabela 23 a seguir.

Tabela 23: Estatísticas descritivas da variável Número de antenas cuja distância dos órbitos está entre $100x$ e $100(x + 1)$, $x = 0, \dots, 9$ (Controles)

Distância	N	Min.	Média	D.P.	1º quartil	Mediana	3º quartil	Max.	Soma
0-100 m	2.786	0,00	0,06	0,28	0,00	0,00	0,00	3,00	178
100-200 m	2.786	0,00	0,20	0,58	0,00	0,00	0,00	9,00	560
200-300 m	2.786	0,00	0,37	0,92	0,00	0,00	0,00	10,00	1.033
300-400 m	2.786	0,00	0,49	1,11	0,00	0,00	1,00	12,00	1.357
400-500 m	2.786	0,00	0,58	1,16	0,00	0,00	1,00	10,00	1.610
500-600 m	2.786	0,00	0,74	1,38	0,00	0,00	1,00	13,00	2.068
600-700 m	2.786	0,00	0,84	1,54	0,00	0,00	1,00	15,00	2.341
700-800 m	2.786	0,00	0,95	1,66	0,00	0,00	1,00	15,00	2.637
800-900 m	2.786	1,09	1,89	0,00	0,00	0,00	2,00	17,00	3.044
900-1.000 m	2.786	0,00	1,15	1,92	0,00	0,00	2,00	13,00	3.216

Da Tabela 23, nota-se que os números de antenas a certa distância dos órbitos aumentam com as faixas de distância. Nota-se ainda que 75% dos órbitos não tiveram nenhuma antena localizada a até 300 m deles. Além disso, metade dos órbitos não tiveram nenhuma antena localizada desde a quarta até a décima faixa de distância. Comparando-se os números médios de antenas de Casos (Tabela 20) e Controles em cada faixa de distância, observa-se que os dos Casos são superiores aos dos Controles para todas as categorias, com exceção da penúltima (800-900 m), o que indica que, em média, há mais antenas próximas dos órbitos do tipo Caso do que dos Controles.

Ainda a fim de verificar descritivamente uma possível interação entre Antenas e Controles, calculou-se a correlação linear de Pearson entre as intensidades estimadas em cada quadrícula pelo método de Kernel das antenas (Figura 10(b)) e as intensidades dos órbitos do tipo Controle (Figura 18(b)). A correlação obtida foi positiva e significativa, mas menor do que a correlação entre Antenas e Casos, com o valor de 0,65 e o valor p foi menor que $2,2e^{-16}$.

Finalmente, a fim de testar a interação espaço-temporal entre Controles e Antenas, aplicou-se a função $Kt_{12}^{(2)}$ a esses processos. Tal versão do teste foi escolhida novamente pelo fato de ser importante neste caso que a instalação das antenas anteceda a ocorrência dos órbitos. Foram realizados os testes para o tempos fixos de $T = 2, 3, 4$, e para cada

tempo, utilizou-se o vetor de distâncias até 1.000 metros. Além disso, o número de simulações para construção dos envelopes de confiança foi 100. Os resultados estão na Figura 30 a seguir.

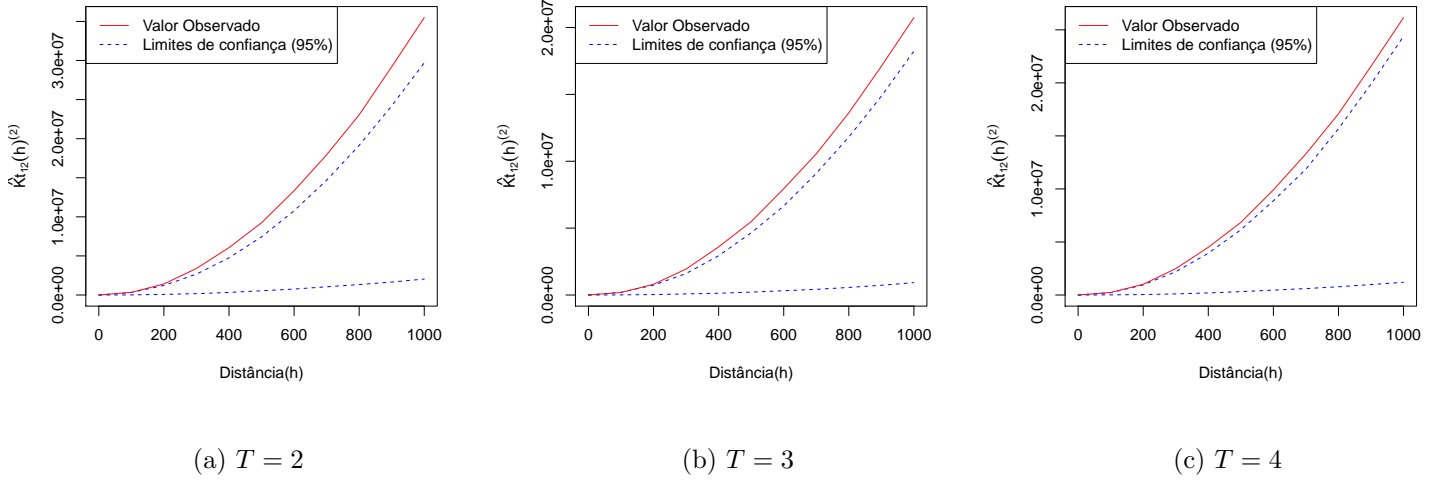


Figura 30: Função $Kt_{12}^{(2)}$: Controles e Antenas

Para todos os valores de T , ao nível de significância de 5%, há evidências de uma interação espacial positiva e temporal negativa entre Controles e Antenas. No entanto, com o aumento do tempo T , os indícios de tal interação diminuem, ao contrário do ocorrido entre Casos e Antenas.

5.6 Casos e Controles

A fim de testar a hipótese de rotulação aleatória, calculou-se a diferença das Funções K de Casos e Controles, como mostra a Figura 31.

Da Figura 31, conclui-se que, em virtude da curva observada estar localizada sobre o limite superior do envelope de confiança, ao nível de significância de 5%, há evidências de uma aglomeração adicional de Casos em relação à aglomeração natural dos Controles.

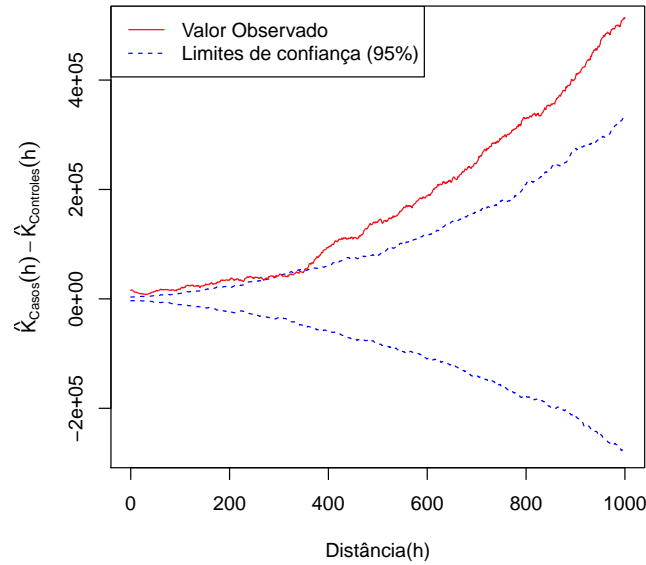


Figura 31: Diferença das Funções K de Casos e Controles

Como se constatou, pelos testes da Função $Kt_{12}^{(2)}$, uma interação mais acentuada entre a localização das Antenas e dos Casos, em comparação a Antenas e Controles, é possível que tal aglomeração de Casos possa ser explicada pela localização concentrada das Antenas de telefonia celular (Figura 10(b)).

5.7 Modelo Logístico

Com a intenção de contemplar o último objetivo proposto neste trabalho, isto é, construir um modelo que prevê a chance de óbito por neoplasias relacionadas aos CEM em função das informações disponíveis no banco de dados, optou-se pela classe de modelos logísticos, em que a variável resposta binária foi construída da seguinte forma: 1, se Caso; 0, se Controle. Além disso, foram tomadas como variáveis explicativas as características disponíveis dos indivíduos que sofreram o óbito (Idade e Sexo) e a variável construída neste trabalho, Intensidade eletromagnética, que sumariza a relação entre a localização do óbito e das antenas em seu entorno. Considerando as informações dos 3.295 Casos e 2.786 Controles, o banco de dados para o ajuste contou com 6.081 observações.

Foram ajustados modelos de regressão logísticos com as seguintes funções de ligação: logit, probit, cauchit, log e cloglog. Para todas as funções de ligação, o valor da Deviance

(8.365,8), com 6.077 graus de liberdade, teve um valor p correspondente nulo, o que nos conduz à rejeição da hipótese nula de que o modelo está bem ajustado. Foram ajustados também outros modelos logísticos considerando diferentes combinações das variáveis explicativas, mas, da mesma forma, apresentaram Deviances elevadas, indicando a inadequação dos modelos. A rejeição desses modelos pode estar relacionada ao fato de que as variáveis explicativas utilizadas no ajuste dos mesmos são muito similares entre Casos e Controles, sendo que tal comportamento foi, inclusive, induzido para Idade e Sexo, visto que foi feito o emparelhamento dos dados segundo tais variáveis.

Assim, realizamos também o ajuste de modelos de regressão utilizando como Controles o banco de dados dos óbitos não relacionados aos CEM sem nenhum emparelhamento com os Casos (ver Seção 4.1). Dos 7.712 óbitos georreferenciados, dois não foram utilizados, pela ausência de informações das variáveis Idade e Sexo. Descrevendo brevemente o comportamento das variáveis explicativas para tais óbitos, que denotaremos por Controles*, verificou-se que agora a incidência é maior entre as mulheres (51,97% dos óbitos) e entre indivíduos um pouco mais jovens, em comparação aos Casos.

Tabela 24: Estatísticas descritivas da variável Idade no óbito, geral e por Sexo - Controles*

Sexo	N	Mínimo	Média	Desvio Padrão	1º quartil	Mediana	3º quartil	Máximo
M	3.703	0,00	62,08	17,31	53,00	64,00	72,00	102,00
F	4.007	0,00	65,52	17,63	55,00	68,00	78,00	105,00
	7.710	0,00	63,87	17,56	54,00	66,00	76,00	105,00

Sobre a variável Intensidade eletromagnética construída para estes 7.710 óbitos, não se verificou grandes diferenças em relação às intensidades dos Casos, conforme se observa na comparação dos histogramas da Figura 32 e das estatísticas descritivas das Tabelas 19 e 25.

Tabela 25: Estatísticas descritivas da variável Intensidade incidente nos órbitos (Controles*)

N	Mínimo	Média	Desvio Padrão	1º quartil	Mediana	3º quartil	Máximo
7.710	$7,00e^{-07}$	$1,06e^{-04}$	$1,57e^{-04}$	$1,18e^{-05}$	$2,79e^{-05}$	$6,51e^{-05}$	$1,25e^{-01}$

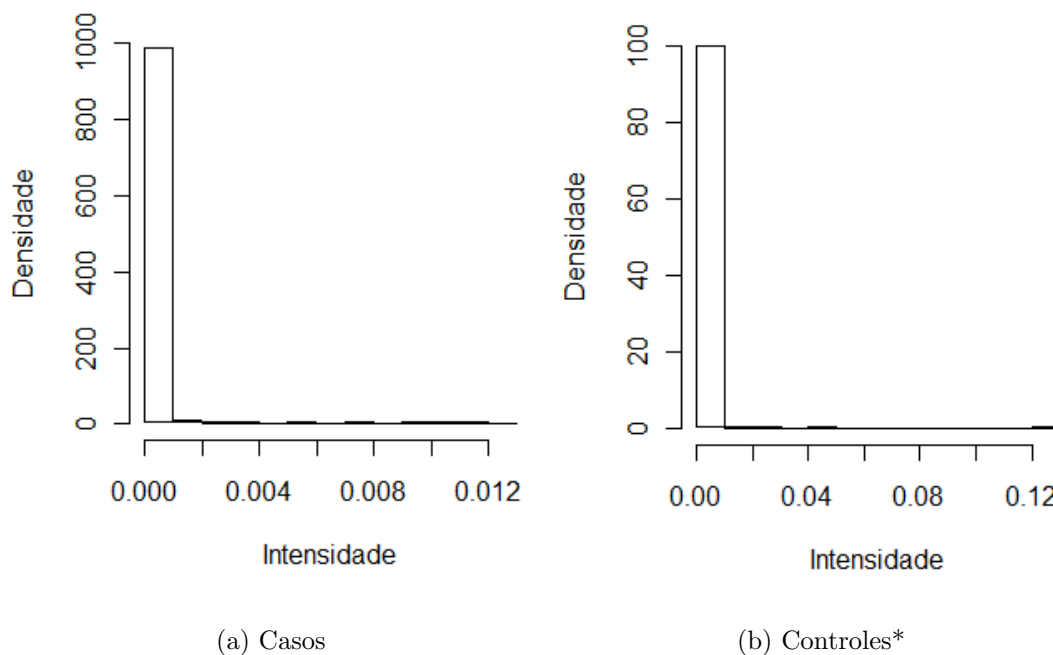


Figura 32: Histogramas das Intensidades eletromagnéticas estimadas para Casos e Controles*

Considerando então as informações dos 3.295 Casos e 7.710 Controles*, o banco de dados para o ajuste contou com 11.005 observações. No entanto, para todas as funções de ligação, o valor da Deviance (12506,4), com 11.001 graus de liberdade, teve novamente um valor p correspondente nulo, o que nos conduz à rejeição da hipótese nula de que o modelo está bem ajustado.

Assim, com os dados disponíveis, não foi possível o ajuste de um modelo com boa capacidade discriminatória.

6 Conclusões

Neste trabalho, realizou-se, inicialmente, uma revisão bibliográfica dos estudos que, como este, investigaram os efeitos na saúde humana da exposição aos campos eletromagnéticos emitidos por estações radiobase. Em relação ao bem-estar, foram registradas prevalências significativamente maiores entre residentes nas proximidades de ERBs para diversos sintomas (Santini *et al.*, 2002; Navarro *et al.*, 2003; Hutter *et al.*, 2006; Abdel-Rassoul *et al.*, 2007 e Eger e Jahn, 2010). Em relação às neoplasias relacionadas aos CEM, também observou-se uma associação significativa entre a exposição à radiação emitida pelas estações radiobase e o aumento na incidência de câncer, principalmente após um período maior de exposição (Wolf e Wolf, 2004; Eger *et al.*, 2004; Eger e Neppe, 2009).

A fim de verificar tal hipótese de associação entre a localização de casos de óbitos por neoplasias relacionadas aos CEM e de antenas de telefonia celular no município de Belo Horizonte no período de 2000 a 2006, constatada apenas de maneira exploratória em Dode (2010), utilizou-se técnicas de análise de Processos Pontuais bivariados.

Para adequá-la à aplicação em estudo, foram propostas duas modificações na função Kt_{12} , desenvolvida por Pinheiro (2009), que testa a independência espaço-temporal entre dois processos pontuais, contra as hipóteses alternativas de interação espaço-temporal positiva ou interação espaço-temporal negativa entre eles. Na aplicação, o objetivo seria testar interação espacial positiva, mas interação temporal negativa entre as localizações dos óbitos e das antenas, visto que uma exposição muito imediata à radiação das antenas não determinaria um câncer.

Através da segunda modificação proposta, função $Kt_{12}^{(2)}$, ao nível de significância de 5%, há evidências de uma interação espaço-temporal entre Antenas e Casos, que se acentua com o aumento do tempo de exposição T . Entretanto, o teste também indicou, ao nível de significância de 5%, uma interação entre Antenas e Controles (neoplasias não relacionadas aos Campos Eletromagnéticos), embora mais modesta e mais fraca com o aumento do tempo T . É intuitivo pensar que, em qualquer cidade, para garantir a emissão de sinal aos usuários, a maior concentração de antenas de telefonia celular ocorre onde há maior número de pessoas. Isso poderia explicar a interação indicada pelo teste entre Antenas

tanto com Casos quanto com Controles, mas a interação mais evidente ao longo do tempo com Casos é intrigante e pode estar relacionada à radiação.

Testou-se ainda, com os dados em estudo, a hipótese de rotulação aleatória, mostrando, ao nível de significância de 5%, indícios de aglomeração adicional de Casos em relação à aglomeração natural dos Controles. Como há evidências de interação mais acentuada entre a localização das Antenas e dos Casos, em comparação a Antenas e Controles, é possível que tal aglomeração de Casos possa estar relacionada à localização concentrada das antenas de telefonia celular.

Finalmente, foram ajustados modelos de regressão logística aos dados, com o objetivo de estimar a probabilidade de um óbito ser um Caso (neoplasia relacionada aos CEM) ou um Controle (neoplasia não relacionada aos CEM). Considerou-se, para os primeiros modelos, como Controles os 2.786 óbitos não relacionados à radiação emparelhados com os Casos e, na segunda tentativa, 7.710 óbitos não relacionados à radiação sem nenhum emparelhamento. As variáveis explicativas inseridas nos modelos foram aquelas disponíveis no banco de dados (Idade e Sexo) e a variável Intensidade eletromagnética, construída neste trabalho. No entanto, tais variáveis não conduziram ao ajuste de um modelo com boa capacidade discriminatória.

A principal limitação deste estudo é a ausência, no banco de dados, das medidas de intensidade dos campos eletromagnéticos nas localizações dos óbitos. As análises feitas aqui basearam-se na distância espaço-temporal entre os processos pontuais (casos e antenas, controles e antenas) e em uma medida estimada da radiação em cada evento. Apesar das conclusões limitadas deste estudo, acredita-se que o estudo da associação espaço-temporal entre neoplasias e antenas não deve ser descartado. Ressalta-se a importância de novos estudos para motivar a revisão dos limites aceitáveis da exposição humana à radiação eletromagnética.

7 Referências

1. Abdel-Rassoul, G.; Abou El-Fateh, O.; Abou Salem, M.; Michael, A.; Farahat, F.; El-Batanouny, M.; Salem, E. Neurobehavioral effects among inhabitants around mobile phone base stations. *Neurotoxicology*, v. 28, p. 434-440, 2007.
2. Achudume, A. C.; Onibere, B.; Aina, F. Bioeffects of electromagnetic base station on glutathione reductase, lipid peroxidation and total cholesterol in different tissues of Wistar rats. *Biology and Medicine*, v. 1, p. 33-38, 2009.
3. Ahlbom, A.; Day, N.; Feychting, M.; Roman, E.; Skinner, J.; Dockerty, J.; Linet, M.; McBride, M.; Michaelis, J.; Olsen, J. H.; Tynes, J.; Verkasalo, P. K. A pooled analysis of magnetic fields and childhood leukaemia. *British Journal of Cancer*, v. 83, p. 692-698, 2000.
4. Anane, R.; Dulou, P-E.; Taxile, M.; Geffard, M.; Crespeau, F-L.; Veyret, B. Effects of GSM-900 Microwaves on DMBA-Induced Mammary Gland Tumors in Female Sprague-Dawley Rats. *Radiation Research*, v. 160, p. 492-497, 2003.
5. Angelillo, I. F.; Villari, P. Residential exposure to electromagnetic fields and childhood leukaemia: a meta-analysis. *Bulletion of the World Health Organization*, v. 77, p. 906-915, 1999.
6. Bailey, T.C., Gatrell, A.C. *Interactive spatial data analysis*. London: Prentice Hall, 1995.
7. Baldi, I.; Coureau, G.; Jaffré, A.; Gruber, A.; Ducamp, S.; Provost, D.; Lebailly, P.; Vital, A.; Loiseau, H.; Salamon, R. Occupational and residential exposure to electromagnetic fields and risk of brain tumors in adults: a case-control study in Gironde, France. *International Journal of Cancer*, v. 129, p. 1477-1484, 2011.
8. Balmori, A. Aves y telefonía móvil - Resultados preliminares de los efectos de las ondas electromagnéticas sobre la fauna urbana. *El ecologista*, v. 36, p 40-42, 2003.
9. Balmori, A. Efectos de las radiaciones electromagnéticas de la telefonía móvil sobre los insectos. *Ecosistemas*, v. 15, p. 87-95, 2006.

10. Balmori, A. Mobile Phone Mast Effects on Common Frog (*Rana temporaria*) Tadpoles: The City Turned into a Laboratory. *Electromagnetic Biology and Medicine*, v. 29, p. 31-35, 2010.
11. Balmori, A. Possible effects of electromagnetic fields from phone masts on a population of white stork (*Ciconia ciconia*). *Electromagnetic Biology and Medicine*, v. 24, p. 109-119, 2005.
12. Balmori, A. ¿Pueden afectar las microondas pulsadas emitidas por las antenas de telefonía a los árboles y otros vegetales?. *Ecosistemas*, v. 13, 2004. http://www.revistaecosistemas.net/articulo.asp?Id=29&IdCategoria=1&tipo=otros_contenidos.
13. Dode, A. C. *Mortalidade por neoplasias e telefonia celular em Belo Horizonte, Minas Gerais*. Tese (Doutorado em Saneamento, Meio Ambiente e Recursos Hídricos). Escola de Engenharia, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2010.
14. Eger, H.; Hagen, K. U.; Lucas, B.; Vogel, P.; Voit, H. Einfluss der räumlichen Nähe von Mobilfunksendeanlagen auf die Krebsinzidenz. *Umwelt Medizin Gesellschaft*, v. 17, p. 326-332, 2004.
15. Eger, H.; Jahn, M. Spezifische Symptome und Mobilfunkstrahlung in Selbitz (Bayern) - Evidenz für eine Dosiswirkungsbeziehung. *Umwelt Medizin Gesellschaft*, v. 23, p. 130-139, 2010.
16. Eger, H.; Neppe, F. Krebsinzidenz von Anwohnern im Umkreis einer Mobilfunksendeanlage in Westfalen - Interview-basierte Piloterhebung und Risikoschätzung. *Umwelt Medizin Gesellschaft*, v. 22, p. 55-60, 2009.
17. Elliott, P.; Toledano, M. B.; Bennett, J.; Beale, L.; de Hoogh, K.; Best, N.; Briggs, D. J. Mobile phone base stations and early childhood cancers: case-control study. *British Medical Journal*, v. 340, c3077, 2010.
18. Everaert, J.; Bauwens, D. A possible effect of electromagnetic radiation from mobile phone base stations on the number of breeding House Sparrows (*Passer domesticus*). *Electromagnetic Biology and Medicine*, v. 26, p. 63-72, 2007.

19. Greenland, S.; Sheppard, A. R.; Kaune, W. T.; Poole, C.; Kelsh, M. A. A pooled analysis of magnetic fields, wire codes, and childhood leukemia. Childhood Leukemia-EMF Study Group. *Epidemiology*, v. 11, p. 624-634, 2000.
20. Heinrich, S.; Ossig, A.; Schlittmeier, S.; Hellbrück, J. Elektromagnetische Felder einer UMTS-Mobilfunkbasisstation und mögliche Auswirkungen auf die Befindlichkeit- eine experimentelle Felduntersuchung. *Umweltmedizin in Forschung und Praxis*, v. 12, p. 171-180, 2007.
21. Hirose, H.; Sakuma, N.; Kaji, N.; Nakayama, K.; Inoue, K.; Sekijima, M.; Nojima, T.; Miyakoshi, J. Mobile phone base station emitted radiation does not induce phosphorylation of hsp27. *Bioelectromagnetics*, v. 28, p. 99-108, 2007.
22. Hirose, H.; Sakuma, N.; Kaji, N.; Suhara, T.; Sekijima, M.; Nojima, T.; Miyakoshi, J. Phosphorylation and gene expression of p53 are not affected in human cells exposed to 2.1425 GHz bandCWorW-CDMA modulated radiation allocated to mobile radio base stations. *Bioelectromagnetics*, v. 27, p. 494-504, 2006.
23. Hirose, H.; Suhara, T.; Kaji, N.; Sakuma, N.; Sekijima, M.; Nojima, T.; Miyakoshi, J. Mobile phone base station radiation does not affect neoplastic transformation in BALB/3T3 cells. *Bioelectromagnetics*, v. 29, p. 55-64, 2008.
24. Hutter, H-P.; Moshhammer, H. ; Wallner, P.; Kundi, M. Subjective symptoms, sleeping problems, and cognitive performance in subjects living near mobile phone base stations. *Occupational and Environmental Medicine*, v. 63, p. 307-313, 2006.
25. Infante-Rivard, C.; Deadman, J. E. Maternal Occupational Exposure to Extremely Low Frequency Magnetic Fields During Pregnancy and Childhood Leukemia. *Epidemiology*, v. 14, p. 437-441, 2003.
26. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Censo Demográfico 2000. Disponível em: <www.ibge.gov.br/censo>. Acesso em 30/06/2010.
27. Karipidis, K.; Benke, G.; Sim, M.; Fritschi, L.; Yost, M.; Armstrong, B.; Hughes, A. M.; Grulich, A.; Vajdic, C. M. Kaldor, J. M.; Krickler, A. Occupational exposure to power frequency magnetic fields and risk of non-Hodgkin lymphoma. *Occupational and Environmental Medicine*, v. 64, p. 25-29, 2007.

28. Kheifets, L.; Ahlbom, A.; Crespi, C. M.; Feychting, M.; Johansen, C.; Monroe, J.; Murphy, M. F. G.; Oksuzyan, S.; Preston-Martin, S.; Roman, E.; Saito, T.; Savitz, D.; Schüz, J.; Simpson, J.; Swanson, J.; Tynes, T.; Verkasalo, P.; Mezei, G. A Pooled Analysis of Extremely Low-Frequency Magnetic Fields and Childhood Brain Tumors. *American Journal of Epidemiology*, v. 172, p. 752-761, 2010.
29. Kliukiene, J.; Tynes, T.; Andersen, A. Residential and Occupational Exposures to 50-Hz Magnetic Fields and Breast Cancer in Women: A Population-based Study. *American Journal of Epidemiology*, v. 159, p. 852-861, 2004.
30. Kundi, M.; Hutter, H-P. Mobile phone base stations - Effects on wellbeing and health. *Pathophysiology*, v. 16, p. 123-135, 2009.
31. Li, D-K.; Odouli, R.; Wi, S.; Janevic, T.; Golditch, I.; Bracken, T. D.; Senior, R.; Rankin, R.; Iriye, R. A Population-Based Prospective Cohort Study of Personal Exposure to Magnetic Fields during Pregnancy and the Risk of Miscarriage. *Epidemiology*, v. 13, p. 9-20, 2002.
32. Lotwick, H.W.; Silverman, B.W. Methods for analysing spatial processes of several types of points. *Journal of the Royal Statistical Society B*, v. 44, p. 403-413, 1982.
33. Mezei, G.; Gadallah, M.; Kheifets, L. Residential Magnetic Field Exposure and Childhood Brain Cancer: A Meta-Analysis. *Epidemiology*, v. 19, p. 424-430, 2008.
34. Morris, J.A.; Gardner, M. J. Calculating confidence intervals for relative risks (odds ratios) and standardised ratios and rates. *British Medical Journal*, v. 296, p. 1313-1316, 1988.
35. Mosteller, F. Association and Estimation in Contingency Tables. *Journal of the American Statistical Association*, v. 63, p. 1-28, 1968.
36. Navarro, E. A.; Segura, J.; Portolés, M.; Gómes-Perretta, C. The Microwave Syndrome: A preliminary Study in Spain. *Electromagnetic Biology and Medicine*, v. 22, p. 161-169, 2003.
37. Paulino, J. O. S. *Radiações eletromagnéticas não ionizantes emitidas pelas antenas fixas de telefonia celular*. Contrato: CTBC CELULAR, MAXITEL, TELEMIG

CELULAR e FUNDAÇÃO CHRISTIANO OTTONI DA ESCOLA DE ENGENHARIA DA UFMG. Departamento de Engenharia Elétrica, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2001.

38. Pinheiro, L. C. *Alguns Aspectos de Modelos Espaço-Temporais*. Dissertação de mestrado. Departamento de Estatística, Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, 2009.
39. Ripley, B. D. The second-order analysis of stationary point processes. *Journal of Applied Probability*, v. 13, p. 255-266, 1976.
40. Santini, R.; Santini, P.; Danze, J .M.; Le Ruz, P.; Seigne, M. Enquête sur la santé de riverains de stations relais de téléphonie mobile : I/Incidences de la distance et du sexe. *Pathologie Biologie*, v. 50, p. 369-373, 2002.
41. Savitz, D. A. Invited Commentary: Electromagnetic Fields and Cancer in Railway Workers. *American Journal of Epidemiology*, v. 153, p. 836-838, 2001.
42. Takahashi, S.; Imai, N.; Nabae, K.; Wake, K.; Kawai, H.; Wang, J.; Watanabe, S.; Kawabe, M.; Fujiwara, O.; Ogawa, K.; Tamano, S.; Shirai, T. Lack of Adverse Effects of Whole-Body Exposure to a Mobile Telecommunication Electromagnetic Field on the Rat Fetus. *Radiation Research*, v. 173, p. 362-372, 2010.
43. Wartenberg, D. Residential EMF Exposure and Childhood Leukemia: Meta-Analysis and Population Attributable Risk. *Bioelectromagnetics Supplement*, v. 5, p. 86-104, 2001.
44. Wolf, R.; Wolf, D. Increased incidence of cancer near a cellphone transmitter station. *International Journal of Cancer Prevention*, v. 1, p. 123-128, 2004.
45. Zimmerman, D. L.; Fang, X.; Mazumdar, S. Spatial clustering of the failure to geocode and its implications for the detection of disease clustering. *Statistics in Medicine*, v. 27, p.4254-4266, 2008.