Universidade de São Paulo
Faculdade de Saúde Pública

**Temperatura e mortalidade cardiovascular e respiratória
em idosos de São Paulo e Bogotá**

Samuel David Osorio Garcia

**Dissertação apresentada ao Programa Pós-
Graduação em Saúde Pública para obtenção do
título de Mestre em Ciências.**

**Área de concentração: Qualidade ambiental e
saúde**

Orientadora: Prof. Dra. Helena Ribeiro

**São Paulo
2016**

Temperatura e mortalidade cardiovascular e respiratória em idosos de São Paulo e Bogotá

Samuel David Osorio Garcia

**Dissertação apresentada ao Programa Pós-
Graduação em Saúde Pública para obtenção do
título de Mestre em Ciências.**

**Área de concentração: Qualidade ambiental e
saúde**

Orientadora: Prof. Dra. Helena Ribeiro

**Versão Original
São Paulo
2016**

É expressamente proibida a comercialização deste documento, tanto na sua forma impressa como eletrônica. Sua reprodução total ou parcial é permitida **exclusivamente** para fins acadêmicos e científicos, desde que na reprodução figure a identificação do autor, título, instituição e ano da tese/dissertação.

Dedicatória

Dedico este trabalho a minha família na Colômbia por seu apoio e confiança, aos meus amigos em São Paulo que foram minha segunda família por dois anos incríveis, e a todas as pessoas que me ajudaram neste caminho.

Agradecimentos

Agradeço ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), agência financiadora da bolsa Programa de Estudantes-Convênio de Pós-Graduação (PEC-PG).

Agradeço à professora Helena Ribeiro por seu apoio constante e por acreditar em mim para este projeto. A o Professor Dr. Fredi Diaz Quijano, do Departamento de Epidemiologia da Faculdade de Saúde Pública da USP, por sua ajuda nas análises epidemiológicas. A Antonio Gasparini por suas orientações no processo de modelagem e de programação no R. A Priscilla Ikefuti pela colaboração desenvolvida.

Aos fornecedores dos dados: IDEAM, IAG-USP, DANE, DATASUS – Secretaria da Saúde de São Paulo, Secretaria de Ambiente de Bogotá, e à CETESB.

À Faculdade de Saúde Pública da USP, por brindar um ambiente único para desenvolver minha pesquisa e meu processo de construção como pesquisador; e finalmente ao Brasil, por abrir suas portas e brindar grandes oportunidades.

Epígrafe

"Compra solamente lo necesario, no lo conveniente. Lo innecesario, aunque cueste un sólo céntimo, es caro" (Séneca).

Vancouver

Osorio Garcia SD. Temperatura e mortalidade cardiovascular e respiratória em idosos de São Paulo e Bogotá [dissertação]. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da USP; 2016.

ABNT

Osorio Garcia, S.D. **Temperatura e mortalidade cardiovascular e respiratória em idosos de São Paulo e Bogotá**. 2016. Dissertação - Faculdade de Saúde Pública da USP, São Paulo, 2016.

Resumo

Introdução – O aquecimento global gerado pelas mudanças climáticas tem efeitos negativos na mortalidade cardiovascular e respiratória de populações vulneráveis como os idosos, que têm uma menor capacidade de termo-regulação. São Paulo e Bogotá são duas grandes cidades latino-americanas com similitudes socioeconômicas e climáticas, com populações idosas em aumento, pelo qual são necessários estudos acerca da relação temperatura - mortalidade para a construção de políticas e estratégias com o objetivo de diminuir vulnerabilidades e aumentar a mitigação dos efeitos do clima na saúde de essa população vulnerável. **Objetivo** – caracterizar a influencia da temperatura do ar ambiente na mortalidade cardiovascular e respiratória em idosos (65 anos ou mais) de São Paulo e Bogotá, e analisar as diferenças entre as duas cidades. **Métodos** – Análise de séries temporais para o período 2002 - 2013, foram construídos modelos lineares generalizados do tipo Quase – Poisson para estimar a relação das temperaturas máxima, mínima, média e amplitude térmica e a mortalidade cardiovascular e respiratória, de maneira separada em cada cidade; foram usadas variáveis de poluição, umidade relativa do ar, e variáveis do tempo para controle; foram usados modelos não lineares de lags distribuídos (DLNMs) para estudar a relação não linear entre temperatura – mortalidade – lags. **Resultados** – O ponto de conforto térmico de temperatura média foi de 15.7°C em Bogotá para as duas mortalidades, e de 21.0 e 23.0°C para mortalidade respiratória e cardiovascular em São Paulo, respectivamente. O risco relativo (RR) de morte cardiovascular foi mais alto no percentil 2.5 da temperatura mínima (1.58, IC95%: 1.36-1.83), e no percentil 97.5 da temperatura máxima (1.45, IC95%: 1.19-1.77) para mortalidade respiratória em São

Paulo; em Bogotá o frio teve um efeito protetor para mortalidade cardiovascular (RR: 0.34 no percentil 2.5 da temperatura mínima, IC95%: 0.15-0.81). **Conclusão** – O calor e o frio têm um efeito diferenciado na mortalidade cardiovascular e respiratória em São Paulo, em quanto que em Bogotá o frio teve um efeito protetor para mortalidade cardiovascular, o qual é um achado não usual. Estes resultados são instrumentos para a construção de estratégias para diminuir a vulnerabilidade e mitigar os efeitos da temperatura nos idosos.

Descritores: aquecimento global, temperatura ambiente, mortalidade, idoso.

Vancouver

Osorio Garcia SD. [Temperature and mortality from cardiovascular and respiratory causes in elderly from São Paulo and Bogotá] [dissertation]. São Paulo: Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo; 2016. Portuguese.

ABNT

Osorio Garcia, S.D. [**Temperature and mortality from cardiovascular and respiratory causes in elderly from São Paulo and Bogotá**]. 2016. Dissertation - Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2016. Portuguese.

Abstract

Introduction - Global warming generated by climate change has adverse effects on the cardiovascular and respiratory mortality of vulnerable populations such as the elderly, who have a lower capacity for thermoregulation. Sao Paulo and Bogota are two major Latin American cities with socioeconomic and climatic similarities with increasing older populations, for which there is a necessity of studies on the relationship temperature - mortality for the construction of policies and strategies in order to reduce vulnerabilities and increase mitigation of climate effects on this vulnerable population health. **Objective** - To characterize the influence of ambient air temperature in cardiovascular mortality and respiratory in elderly (65 years or more) of São Paulo and Bogota, and analyze the differences between the two cities. **Methods** - Time series analysis for the period 2002-2013, with generalized linear models of type Quasi – Poisson were built to estimate the ratio of maximum temperature, minimum, average and thermal range and cardiovascular and respiratory mortality, separately in each city; pollution, relative humidity, and time variables were used for control; nonlinear models of distributed lags (DLNMs) were used to study the nonlinear relationship between temperature - Mortality - lags. **Results** - The point of thermal comfort of mean temperature was 15.7°C in Bogota for both mortalities, and 21.0 and 23.0°C for respiratory and cardiovascular mortality in São Paulo, respectively. The relative risk (RR) of cardiovascular death was higher in the 2.5th percentile minimum temperature (1:58, 95% CI: 1.36-1.83), and the 97.5 percentile of the maximum temperature (1.45, 95% CI: 1.19-1.77) for respiratory mortality Sao Paulo; in

Bogotá, cold had a protective effect for cardiovascular mortality (RR: 0.34 at percentile 2.5 of minimum temperature, 95% CI: 0.15-0.81). **Conclusion** - heat and cold have a different effect on the cardiovascular and respiratory mortality in São Paulo, in Bogotá cold had a protective effect for cardiovascular mortality, which is an unusual finding. These results are tools for building strategies to reduce vulnerability and to mitigate the effects of temperature in the elderly.

Descriptors: global warming, temperature, mortality, Aged.

SUMÁRIO:

1	INTRODUÇÃO:	16
1.1	AQUECIMENTO GLOBAL:	16
1.2	TEMPERATURA E MORTALIDADE:	17
1.2.1	<i>Mudanças climáticas vs meteorológicas:</i>	17
1.2.2	<i>Calor vs Frio:</i>	18
1.2.3	<i>Estudos em América Latina:</i>	20
1.3	INDICADORES DE EXPOSIÇÃO AO CALOR E FRIO:	22
1.4	CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS:	22
1.5	SÃO PAULO:	23
1.6	BOGOTÁ:	25
2	JUSTIFICATIVA:	31
3	OBJETIVOS:	32
3.1	GERAL:	32
3.2	ESPECÍFICOS:	32
4	MÉTODOS:	33
4.1	FONTES DE INFORMAÇÃO:	33
4.1.1	<i>Saúde:</i>	33
4.1.2	<i>Meteorológicos:</i>	33
4.1.3	<i>Poluição do ar:</i>	34
4.2	VARIÁVEIS:	34
4.3	FORMA DE ANÁLISE DOS RESULTADOS:	35
5	RESULTADOS:	38
5.1	ANÁLISE DESCRITIVA:	38
5.2	MODELOS	47
5.2.1	<i>Mortalidade respiratória</i>	48
5.2.2	<i>Mortalidade cardiovascular</i>	49
5.2.3	<i>Análise de resíduos</i>	60
6	DISCUSSÃO	63
7	CONCLUSÕES:	69
8	REFERÊNCIAS	72

9	ANEXOS:	76
9.1	ANEXO 1: EXTRAÇÃO E PROCESSAMENTO DOS DADOS	76
9.1.1	<i>Saúde</i>	76
9.1.2	<i>Meteorológicos</i>	77
9.1.3	<i>Poluição do ar</i>	77
9.2	ANEXO 2: CÓDIGO DE R PARA PROCESSAMENTO DOS DADOS DE MORTALIDADE	78
9.3	ANEXO 3: CÓDIGO DE R PARA ANÁLISE DESCRITIVA E ESTATÍSTICA	79
9.4	ANEXO 4: BASE DE DADOS:.....	85

LISTA DE TABELAS

TABELA 1. VARIÁVEIS METEOROLÓGICAS PARA O MUNICÍPIO DE SÃO PAULO, 1961-1990	27
TABELA 2. VARIÁVEIS METEOROLÓGICAS PARA BOGOTÁ, 1971-2000.....	28
TABELA 3. RESUMO DAS CARACTERÍSTICAS DE SÃO PAULO E BOGOTÁ.....	30
TABELA 4. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS PARA A MORTALIDADE POR DOENÇAS CARDIOVASCULARES E RESPIRATÓRIAS, VARIÁVEIS METEOROLÓGICAS E DE QUALIDADE DO AR, BOGOTÁ 2002-2013 E SÃO PAULO 2002-2011	39
TABELA 5. MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA BOGOTÁ	45
TABELA 6. MATRIZ DE CORRELAÇÃO PARA SÃO PAULO	45
TABELA 7. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR E RESPIRATÓRIA, NOS PERCENTIS 2.5, 10, 20, 50, 80, 90 E 95 DAS VARIÁVEIS DE TEMPERATURA, COM EFEITO ACUMULADO DOS LAGS DE 0-30 DIAS, E TEMPERATURAS DE MORTALIDADE MÍNIMA (MMT) PARA BOGOTÁ E SÃO PAULO,	51

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1. PIRÂMIDE POPULACIONAL POR SEXO, SÃO PAULO 2010.....	27
FIGURA 2. PIRÂMIDE POPULACIONAL POR SEXO, BOGOTÁ 2010.....	28
FIGURA 3. TEMPERATURAS MÁXIMAS, MÍNIMAS E MÉDIAS PARA SÃO PAULO (1961-1990) E BOGOTÁ (1971-2000)	29
FIGURA 4. POLUENTES DO AR EM SÃO PAULO E BOGOTÁ, ANO 2011	29
FIGURA 5. HISTOGRAMAS DE FREQUÊNCIAS PARA MORTES RESPIRATÓRIAS EM BOGOTÁ (ESQUERDA) E SÃO PAULO (DIREITA)	39
FIGURA 6. HISTOGRAMAS DE FREQUÊNCIAS PARA MORTES CARDIOVASCULARES EM BOGOTÁ (ESQUERDA) E SÃO PAULO (DIREITA)	40
FIGURA 7. LINHA DE TEMPO PARA MORTES RESPIRATÓRIAS EM BOGOTÁ, 2002-2013	41
FIGURA 8. LINHA DE TEMPO PARA MORTES RESPIRATÓRIAS EM SÃO PAULO, 2002-2011	41
FIGURA 9. LINHA DE TEMPO PARA MORTES CARDIOVASCULARES EM BOGOTÁ, 2002-2013	42
FIGURA 10. LINHA DE TEMPO PARA MORTES CARDIOVASCULARES, SÃO PAULO 2002-2011	42
FIGURA 11. LINHA DE TEMPO DAS TEMPERATURAS MÁXIMA, MÉDIA E MÍNIMA, BOGOTÁ 2002-2013	43
FIGURA 12. LINHA DE TEMPO PARA TEMPERATURAS MÁXIMA, MÉDIA E MÍNIMA PARA SÃO PAULO 2002-2011	43
FIGURA 13. AUTOCORRELAÇÃO PARA MORTALIDADE RESPIRATÓRIA EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	46
FIGURA 14. AUTOCORRELAÇÃO PARA MORTALIDADE CARDIOVASCULAR EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	46
FIGURA 15. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR TEMPERATURA MÉDIA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	52
FIGURA 16. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR TEMPERATURA MÉDIA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	52
FIGURA 17. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR TEMPERATURA MÁXIMA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	53
FIGURA 18. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR TEMPERATURA MÁXIMA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	53
FIGURA 19. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR TEMPERATURA MÍNIMA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	54
FIGURA 20. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR TEMPERATURA MÍNIMA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	54
FIGURA 21. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR AMPLITUDE TÉRMICA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	55
FIGURA 22. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE RESPIRATÓRIA POR AMPLITUDE TÉRMICA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	55
FIGURA 23. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR TEMPERATURA MÉDIA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	56
FIGURA 24. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR TEMPERATURA MÉDIA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	56

FIGURA 25. . RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR TEMPERATURA MÁXIMA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	57
FIGURA 26. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR TEMPERATURA MÁXIMA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	57
FIGURA 27. . RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR TEMPERATURA MÍNIMA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	58
FIGURA 28. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR TEMPERATURA MÍNIMA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	58
FIGURA 29. . RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR AMPLITUDE TÉRMICA E <i>LAGS</i> EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.).....	59
FIGURA 30. RISCO RELATIVO DE MORTALIDADE CARDIOVASCULAR POR AMPLITUDE TÉRMICA E IC 95% (CINZA), COM EFEITO ACUMULADO DOS <i>LAGS</i> , EM BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.)	59
FIGURA 31. GRÁFICOS DE RESÍDUOS NO TEMPO PARA MODELOS DE DOENÇAS RESPIRATÓRIAS, PARA BOGOTÁ (ESQ.) E SÃO PAULO (DIR.).....	61
FIGURA 32. GRÁFICOS DE RESÍDUOS NO TEMPO PARA MODELOS DE DOENÇAS CARDIOVASCULARES, PARA BOGOTÁ (ESQUERDA) E SÃO PAULO (DIREITA)	62

ACRÔNIMOS

ACF: Função de autocorrelação

AMP: Amplitude térmica

CETESB: Companhia Ambiental do Estado de São Paulo

DCV: Doenças cardiovasculares

DLNM: Modelos não lineares de atrasos (lags) distribuídos

DR: Doenças respiratórias

IAG-USP: Instituto de Astronomia, Geofísica e Ciências Atmosféricas da Universidade de São Paulo

IC95%: Intervalos de confiança de 95%

IDEAM: Instituto de Hidrologia, Meteorologia, e Estudos Ambientais da Colômbia

IDH: Índice de Desenvolvimento Humano

Max: máximo (a)

Min: mínimo (a)

NA: valores nulos

O₃: ozônio

PM₁₀: material particulado de menos de 10 µm

PM_{2.5}: material particulado de menos de 2.5 µm

RR: Risco relativo

TMAX: temperatura máxima

TMED: temperatura média

TMIN: temperatura mínima

UMID: umidade relativa do ar

1 INTRODUÇÃO:

1.1 AQUECIMENTO GLOBAL:

É um fato que o sistema climático global está aquecendo-se (1): a temperatura média da superfície mundial aumentou 0,7°C desde o ano 1950 até o presente, devido, principalmente, a diferentes tipos de atividades humanas que liberam gases de efeito estufa (2). O ano de 2015 foi o ano mais quente já registrado desde que começaram as medições em 1880, nele a temperatura atingiu a marca de 1° Celsius acima da época pré-industrial (3). Caso não aconteça uma redução das emissões de gases de efeito estufa, as temperaturas médias aumentarão de 1-2°C até o ano 2050, e de 3-4°C até o ano 2100, com exceção das latitudes nortes onde se espera um aumento de 6-7°C, com efeitos devastadores para os ecossistemas e para a humanidade (4, 5). Este aquecimento global, num marco de mudanças climáticas globais, tem levado cientistas do mundo inteiro a considera-las como o tema de saúde pública mais importante do século XXI (6). Seus efeitos sobre a saúde humana podem acontecer de 3 maneiras diferentes: a) Diretamente por meio de mudanças na frequência de condições extremas de temperatura e chuvas, como ondas de calor, enchentes, e secas; b) Indiretamente por efeitos aos sistemas naturais tais como: Comportamento de vetores, quebras de safras, poluição do ar, aumento de doenças transmitidas pela água; c) Indiretamente por efeitos dos sistemas humanos como: deslocamentos, impactos ocupacionais, desnutrição, estresse mental (7).

Em que pesem essas preocupações recentes sobre os impactos das mudanças climáticas na saúde humana, desde finais do século XIX e início do século XX, cientistas identificaram alterações no clima provocadas pelo processo de urbanização. As alterações são tão significativas que se criou a denominação de clima urbano para se referir ao clima sobre as cidades. Durante a segunda metade do século XX e início do século XXI, inúmeros estudos foram realizados, em diferentes cidades do mundo para se entender as características essenciais do clima urbano em latitudes e portes de cidades variados. Essas alterações provocadas no clima pelo processo de urbanização, em diversas magnitudes, também têm sido relacionadas a efeitos à saúde humana (8, 9).

1.2 TEMPERATURA E MORTALIDADE:

1.2.1 Mudanças climáticas vs meteorológicas:

Entendendo clima como as condições meteorológicas permanentes de um lugar específico, é difícil dizer quanto tempo é preciso para que se reconheça uma mudança no clima. No entanto, cientistas concordam que, no mínimo, são necessários de 20 a 30 anos de observação das condições meteorológicas de um lugar para se verificar se o clima mudou, já que pelo teorema do limite central o tempo no qual a oscilação para é 30 anos. Devido a esse longo período de tempo requerido para estudar as mudanças do clima, a relação entre mortalidade e aquecimento do clima global não tem sido amplamente estudada. Além disso, os estudos são dificultados porque são necessárias análises de variáveis climáticas, de saúde, e de outros possíveis fatores que possam influir na saúde, como poluição do ar. A continuação, se descrevem algumas das pesquisas realizadas sobre esta relação entre mortalidade e variações climáticas.

Bennet e colaboradores fizeram um estudo das taxas de mortalidade ocorridas no verão-inverno, na Austrália, durante o período 1967 - 2007, encontrando um aumento da razão de mortes verão – inverno de 0,71 para 0,86; com tendências similares para diferentes regiões do país, faixas etárias e ambos sexos. A mudança na taxa foi devida, principalmente, a uma redução na mortalidade no inverno e menos por um aumento da mortalidade no verão. Os pesquisadores projetam que, em um cenário de aquecimento global, as razões serão similares com as encontradas por eles nos verões mais quentes, se aproximando a 1 (10).

Miron e colaboradores estudaram tendências no tempo para máximas temperaturas e mortalidade mínima, por causa orgânica, em Castilla-La Mancha, durante o período 1975-2003, usando modelos ARIMA e funções de correlação cruzada com atrasos. Observaram uma diminuição na temperatura de conforto (de 34.2°C a 27.8°C) entre as primeiras duas décadas, na província de Toledo, atribuindo esta diminuição ao aumento dos efeitos do calor na mortalidade e ao aumento da população idosa (11).

Davie e colaboradores estudaram as tendências e determinantes dos excessos de mortalidade no inverno, em Nova Zelândia, durante o período 1980-2000, usando um modelo binomial negativo. Encontraram diferenças significativas com respeito a períodos de não inverno: taxa de mortalidade 9% maior em mulheres do que em homens, principalmente por doenças do sistema circulatório e respiratório (12).

Por outro lado, há múltiplos estudos que abrangem períodos de tempo mais curtos. Algumas destas investigações têm evidenciado que temperaturas do ar ambiente muito altas, ou muito baixas, têm um efeito negativo sobre a mortalidade humana, em períodos de poucos dias. Este efeito pode ser observado em gráficos da relação temperatura do ar – risco de morte, que têm sido descritos por funções não lineares de exposição resposta em forma de “v”, “u” ou “j”, onde os extremos de temperatura têm relação com maior risco de morrer, e a temperatura na qual acontece o menor risco é interpretada como o ponto de conforto térmico (13, 14). Este ponto varia entre diferentes populações e lugares, com características geográficas diferentes: o conforto corresponde a uma temperatura mais baixa em lugares frios, e corresponde a temperaturas mais elevadas em lugares quentes (15). Um dos estudos deste tipo mais abrangentes, em termos de número de cidades e países analisados (384 localidades), no período 1985-2012, analisou mais de 74 milhões de mortes, encontrando que 7,71% das mortes foram atribuíveis a temperaturas de não conforto, com diferenças importantes entre países: de 3,37% na Tailândia a 11% na China; encontrou também que o percentil de temperatura no qual acontece a mortalidade mínima em cada lugar mudou do percentil 60 em países tropicais a percentil 80-90 em países sob climas temperados. Esse estudo também encontrou que a maior parte das mortes foi causada pelo frio (7,29%) do que por calor (0,42%), e que as temperaturas extremas foram responsáveis só por 0,86% da mortalidade total (16).

1.2.2 Calor vs Frio:

Os efeitos do calor na mortalidade humana são diferentes em comparação com os efeitos do frio, e são estudados de forma separada. Uma recente revisão da literatura desenvolvida por Basu e indexada em Medline, na língua inglesa, encontrou 36 estudos epidemiológicos, principalmente séries de tempo e transversais, que relacionam temperaturas elevadas e mortalidade, feitos principalmente nos Estados Unidos e na Europa. A autora comenta que a relação temperaturas elevadas – mortalidade foi significativa em todos os estudos analisados, e que temperaturas altas estão associadas com um maior risco de mortes por causas cardiovasculares, respiratórias, cerebrovasculares, e outras doenças cardiovasculares específicas (isquemia cardíaca, infarto cardíaco, e insuficiência cardíaca congestiva) (17).

A maior parte destes estudos não abrange mais de 20 anos em suas análises, por isso os efeitos estão mais relacionados com mudanças meteorológicas do que com mudanças climáticas, já que, como mencionado previamente, são necessários períodos de tempo de 20 anos ou mais para se considerarem mudanças climáticas. Por outra parte, a revisão de

literatura encontrou que o material particulado e o ozônio podem confundir a relação temperatura ambiente – mortalidade, e que há subgrupos vulneráveis (negros, mulheres, status socioeconômico baixo, idosos e crianças pequenas), os quais mudam entre diferentes regiões e população de estudo. Por isso se recomenda fazer estudos e políticas específicas por região, especialmente em cidades, para mitigar as mortes relacionadas com calor (17).

Quando se tem muito presente o aquecimento global, no marco das mudanças climáticas globais, se pode pensar que o efeito do frio na mortalidade humana tem menos importância, mas parece que as temperaturas frias matam mais pessoas do que as temperaturas quentes. Um estudo que comparou as mortes por temperaturas elevadas com aquelas relacionadas a temperaturas frias, na Austrália e no Reino Unido, encontrou que, no Reino Unido, as mortes por temperaturas frias superaram em mais de um ordem de magnitude as mortes relacionadas com temperaturas elevadas (61 em comparação a 3 mortes por 100.000 habitantes por ano), e, na Austrália, este número foi de 33 mortes no calor em relação a 2 no frio. O estudo comenta que se projeta que as mortes por calor vão aumentar e as mortes por frio vão diminuir, nestes dois países, sem que a susceptibilidade e a estrutura da população mudem (18).

Um estudo em 17 cidades chinesas, que pesquisou os efeitos do frio e do calor, encontrou que os efeitos do frio são mais longos do que os efeitos do calor: para o frio, cada 1 grau Celsius a menos, desde o percentil 25 até o percentil 1 de temperatura, com lags de 0-14 dias, foi associado com aumentos de 1,69 % (IC95%: 1,01-2,36) na mortalidade total, 2,49 % (IC95%: 1,53-3,46) na mortalidade cardiovascular, e 1,6 % (IC95%: 0,32-2,87) na mortalidade respiratória. A latitude, número de aparelhos de ar condicionado por casa e renda per capita foram modificadores significativos do efeito do frio (19).

Outra pesquisa estudou os efeitos da temperatura na mortalidade de 15 cidades europeias, avaliando o efeito da temperatura mínima aparente sobre a mortalidade por causa e grupo de idade, em inverno, usando dados do período de tempo de 1990-2000. Encontraram que cada 1 grau Celsius a menos na temperatura estava associado a um aumento de 1,35 % (IC95%: 1,16-1,53) das mortes naturais e a um aumento de 1,72 % (IC95%: 1,44-2,01), 3,30 % (IC95%: 2,61-3,99) e 1,25 % (IC95%: 0,77-1,73) nas mortes cardiovasculares, respiratórias e cerebrovasculares, respectivamente, sendo que a magnitude foi maior para idosos. Acharam, também, que o efeito do frio foi mais forte em cidades mais quentes e persistiu até por 23 dias (20).

Também se tem observado que dias quentes estão associados com aumentos na mortalidade (13), e, no âmbito do aquecimento global, pode se esperar um aumento dos dias e noites quentes, além de uma diminuição no número de noites e dias frios (IPCC *Special Report in Extreme Events* SREX). Do anterior, pode se pensar que, provavelmente, haverá um aumento na mortalidade por doenças associadas a dias e noites quentes, e uma diminuição na mortalidade por doenças associadas a dias e noites frios. Por outro lado, existe a hipótese de que, o aumento de temperatura, relacionado às mudanças climáticas, reduziria a mortalidade no inverno, mas a evidência existente sugere que, embora as mudanças climáticas possam ter alterado o balanço de mortes entre verão e inverno, é improvável que se gere uma redução nas taxas globais de mortalidade no inverno (21).

Esses diferentes estudos demonstram que há associação tanto do calor como do frio com diferentes tipos de mortalidade humana, afetando mais alguns grupos específicos da população, e com variações segundo as características sociais, populacionais e climatológicas dos lugares estudados. Num contexto de mudanças climáticas globais, com aquecimento global e ondas de calor afetando a Europa e outros lugares do mundo, os efeitos do frio na mortalidade humana podem ficar opacos, mas as investigações discutidas têm demonstrado que o efeito do frio é mais importante que o efeito do calor, em termos de número de mortes. Assim, considera-se que baixas temperaturas devem ser um fator importante na análise e no desenho de estratégias e políticas públicas que procurem uma diminuição na susceptibilidade das populações às mudanças climáticas.

1.2.3 Estudos em América Latina:

Dos estudos feitos na América Latina, se destaca o realizado por McMichael e colaboradores (ISOTHURM Project), o qual estudou a relação entre temperatura máxima diária e mortalidade, em 12 cidades de países de baixa e média renda, entre os quais estavam Cidade de México, São Paulo, Salvador, e Santiago de Chile, encontrando um aumento de mortalidade em quase todas as cidades, quando a temperatura aumentava 1°C acima do limiar máximo diário (22).

Um estudo de séries de tempo no período de 1991 – 1994, desenvolvido por Hajat e colaboradores, em São Paulo, Londres e Delhi, comparando temperatura ambiente maior de 20 graus e mortalidade total, encontrou aumento de mortalidade acima dos 20 graus, e um

aumento do risco de mortalidade por até 4 semanas por causas respiratórias em adultos de Londres e São Paulo, e em meninos em Délhi (23).

Estudo de séries temporais (1991-1994), desenvolvido por Gouveia e colaboradores, acerca de temperatura média diária e mortalidade por todas as causas (excluindo-se as causas externas), cardiovasculares e respiratórias, encontrou aumento da mortalidade em idosos e crianças com temperaturas superiores ou inferiores a 20°C, sem diferenças entre grupos socioeconômicos. O estudo encontrou um maior risco de morte por causas cardiovasculares e respiratórias no frio em comparação com o calor; e um efeito de risco de mortalidade por todas as causas no calor que persiste por poucos dias, em contraste com um efeito do frio que persiste em até 20 dias (24).

Também o trabalho de Michelle Bell e colaboradores, que investigaram a mortalidade relacionada com temperatura ambiente, em Cidade de México, São Paulo, e Santiago do Chile, usando um desenho de casos cruzados para 754.291 mortes, entre 1998 e 2002, encontrou relação entre o calor e mortalidade nas 3 cidades, com a associação mais forte em São Paulo, sendo a população maior de 60 anos a mais susceptível (25).

Em 2014, foi publicado um estudo de Pinheiro e colaboradores, no qual foram estudados os efeitos do material particulado de menos de 10 μm (MP10) e da temperatura média na mortalidade cardiovascular e respiratória de indivíduos adultos de São Paulo, entre 1998 e 2008, usando três metodologias diferentes: análise de séries temporais com regressão de Poisson, análise “case-cross over” com pareamento temporal bidirecional, e análise “case-cross over” com pareamento pelo fator de confusão. Encontraram uma associação entre a temperatura e mortalidade cardiovascular em forma de “U”, e em forma de “J” para a mortalidade respiratória, com maior risco relativo para mortalidade cardiovascular com baixas temperaturas, e maior risco relativo para mortalidade respiratória em altas temperaturas em níveis de MP10 de 60 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ (26).

Em 2015 foi publicado um artigo por Gasparrini e colaboradores, no qual foi desenvolvido um estudo em 384 cidades em 13 países, em diferentes períodos de tempo entre 1985 e 2012, com o objetivo de quantificar a mortalidade atribuível a temperatura ambiente não ótima, e as contribuições do calor e do frio em temperaturas moderadas e extremas. Usaram uma metodologia de dois etapas, na primeira ajustaram um modelo de Poisson de séries temporais para cada cidade, com modelos não lineares de lags distribuídos (DLNM) de 21 dias; na

segunda etapa desenvolveram uma meta-regressão com indicadores de temperatura média e amplitude térmica para cada país. As temperaturas extremas foram definidas como aquelas maiores ao percentil 97.5 da temperatura, ou menores do percentil 2.5, e as temperaturas moderadas foram definidas como aquelas entre o percentil da temperatura no qual acontece a mortalidade mínima e os percentis comentados. Os resultados indicaram que 7,71 % (IC 95%: 7,43 – 7,91) da mortalidade era atribuída a temperaturas não ótimas, com diferenças importantes entre países: de 3.37 % na Tailândia a 11,0 % na China. O percentil de temperatura no qual aconteceu a mortalidade mínima mudou do percentil 60 em áreas tropicais, para o percentil 80-90 em áreas temperadas, resultado que é de grande interesse porque os países tropicais têm sua temperatura de conforto térmico em percentis mais baixos da temperatura em comparação com países não tropicais. Também acharam que a maioria de mortes atribuíveis à temperatura foram causadas pelo frio (7,29 %, IC 95%: 7,02-7,49) que pelo calor (0,42 %, IC 95%: 0,39 – 0,44), enquanto 0,86 % das mortes foram causadas por temperaturas extremas. Para o caso específico de São Paulo, acharam que de 916233 mortes estudadas, 4,62% de elas foram atribuíveis à temperatura, 3,93 % ao calor e 0,69 % ao frio; o percentil de temperatura média no qual aconteceu a mínima mortalidade foi o percentil 60, o qual correspondeu a 21.5°C (16).

1.3 INDICADORES DE EXPOSIÇÃO AO CALOR E FRIO:

Segundo Basu e colaboradores, diferentes estudos medem a exposição ao calor e ao frio de diferentes maneiras: temperatura ambiente (máxima, média, mínima, limite), índice de calor (17, 27), entre outros. Estudos multicêntricos de importância como o ISOTHURM Project (22) usaram temperatura ambiente em 12 cidades de baixa e média renda (incluindo São Paulo). Contudo, outras investigações têm usado o índice de calor (28, 29), o qual também tem sido recomendado por alguns autores (30).

Zang e colaboradores investigaram o melhor indicador de temperatura para um modelo de mortalidade por calor/frio, em Guangzhou, China, encontrando que não há um melhor indicador para diferentes idades, doenças, ou efeito calor / frio (31).

1.4 CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS:

Para as análises de tendência no tempo e relação entre temperatura do ar e mortalidade têm sido usados diferentes métodos, desde análise de séries temporais com modelos especiais para variáveis quantitativas discretas, como contagem de mortes associadas: Poisson (22),

Quase/Poisson, binomial negativos, (12, 32), modelos ARIMA, que são específicos para dados sazonais e ajudam a resolver o problema da auto-correlação entre observações de uma variável (11, 33), modelos não lineares com funções quadráticas, que poderiam ajudar a modelar melhor a relação temperatura – mortalidade em forma de “v” (11, 34), e, mais recentemente, modelos com atrasos distribuídos, os quais podem modelar a dimensão adicional do tempo sobre a relação exposição – resposta, que acontece, usualmente, em estudos de saúde ambiental (13, 35, 36).

Estes últimos modelos, chamados de Modelos não lineares de Atrasos Distribuídos (DLNMs por suas siglas em inglês *Distributed Lag Non/linear Models*) foram desenvolvidos recentemente por Gasparrini e Armstrong (35, 37, 38), os quais podem analisar relações complexas não lineares, com *lags* usando duas funções: uma que relaciona a exposição com o desfecho, e outra que relaciona os *lags* com o desfecho, de esta maneira esses três elementos: exposição, desfecho, e *lags* são modelados simultaneamente, o qual não acontece usualmente com outras técnicas de modelagem. Os DLNMs estão baseados numa “cross-basis” ou matriz cruzada, a qual pode ser descrita como um espaço bidimensional de funções que descrevem simultaneamente a forma da relação entre a exposição – desfecho e seus efeitos de atrasos (*lags*) distribuídos. Esta metodologia permite o uso de modelos previamente usados, como os Poisson, com novas variações, e é adequada para estudar o efeito que tem condições ambientais sobre a saúde, o qual normalmente acontece alguns dias depois da exposição (35).

Embora a parametrização, estimação e inferência dos parâmetros de um DLNM não representa um problema maior do que outros modelos lineares generalizados, mas a apresentação e representação dos resultados pode ser um pouco mais complexa. Para resolver este problema podem ser usados gráficos de 3 dimensões com o desfecho – exposição – *lags*, o qual dá uma visão geral de relação entre estas 3 variáveis. Também podem ser expressados os efeitos somados dos *lags* na relação exposição – desfecho, ou a relação entre essas variáveis para diferentes *lags* específicos, ou a relação desfecho – *lags* para diferentes exposições (35).

1.5 SÃO PAULO:

O município de São Paulo, localiza-se no estado de São Paulo, no Brasil, nas coordenadas 21° 49' Sul 49° 12' Oeste, a uma altitude de 760 m. Tem uma área de 1.523 km², uma população total de 11.895.893 habitantes, e uma população idosa (mais de 65 anos) de 1.025.000 (11,6

% do total, ver Figura 1), segundo estimativas populacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, para julho do 2014 (39). O seu clima é subtropical úmido (Köppen Cfa) com sistemas meteorológicos de características tropicais e extratropicais, como frentes frias, complexos convectivos de meso-escala, linhas de instabilidades, zona de convergência do Atlântico Sul, e massas de ar frias e quentes (40). As seguintes características climatológicas foram registradas na estação meteorológica do IAG-USP (1933-2011): média anual de precipitação: 1.533 mm; de temperatura: 19,23°C; e de umidade 74,42 %. Tem verões (dezembro, janeiro e fevereiro) com uma temperatura média de 21,3° C, média de precipitação de 618,0 mm, e média de umidade relativa de 82,1 %, e invernos (junho, julho, agosto) com uma média de temperatura de 15,7° C, média de precipitação de 131,2 mm, e média de umidade relativa de 79 %, para os anos 1930 – 2011 (41). Na Tabela 1, podem se observar os valores de temperatura, precipitação e umidade para diferentes meses do ano, observados na estação meteorológica do Horto Florestal, para o período 1961-1990.

Segundo o informe de qualidade do ar de 2012, do *Clean Air Institute*, no ano 2011, São Paulo teve as seguintes concentrações médias anuais de poluentes do ar: MP10 de 36,5 µg/m³ (recomendação OMS: 20 µg/m³), MP2.5 de 20,3 µg/m³ (recomendação OMS: 10 µg/m³), ozônio de 36 µg/m³, NO₂ de 39,9 µg/m³ (recomendação OMS: 40 µg/m³), SO₂ de 4,4 µg/m³ (42).

Segundo dados do PROAIM, a taxa bruta de morte por causas cardiovasculares em idosos (65 anos ou mais) para São Paulo foi de 170 por 10.000 no ano 2011, enquanto a taxa bruta de morte por causas respiratórias no mesmo grupo de idade no 2011 foi de 73 por 10.000 (43).

Em São Paulo, a maioria das casas não têm sistema de ar condicionado, nem de aquecimento, assim, as temperaturas elevadas ou baixas atingem os indivíduos mais facilmente, afetando sua saúde, e eles usam outras estratégias para adaptar-se ao calor e ao frio, como o tipo de roupas. Segundo o relatório de desenvolvimento humano de 2015 da Organização das Nações Unidas, Brasil está na categoria de alto desenvolvimento humano, com um IDH de 0,76 (44), embora o IDH para o município de São Paulo tenha sido de 0,87 em 2009, na categoria de desenvolvimento humano muito alto (45). Em 2010, a incidência da pobreza no município foi de 28,1%, de pobreza extrema de 12,9%, e o índice de GINI foi de 0,65 (46, 47).

1.6 BOGOTÁ:

Capital da Colômbia, localizada nas coordenadas 4° 35' 53" Norte 74° 4' 33" Oeste, a uma altitude de 2.640 m, num planalto das montanhas dos Andes. Tem uma área urbana de 384 km², área total de 1.635 km², e uma população de 8.363.782 habitantes no ano 2014, segundo estimativas do Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE (48). A população idosa na faixa etária de mais de 65 anos era de 193.699 homens (5,4 % do total dos homens) e 271.670 mulheres (7,1 % do total das mulheres) em 2010, segundo o censo do DANE (ver Figura 2).

O clima da cidade é subtropical de terras altas (Köppen Cfb), com partes de clima de tundra (Köppen ET) (49, 50), com uma temperatura média de 14,5 °C, com uma amplitude térmica entre 6 °C e 19 °C, no ano 2010. Tem dois períodos de chuvas (março – maio, setembro – novembro) que se alternam com períodos secos; tem uma precipitação anual média de 1.013 mm e umidade relativa média de 75,6 %, no período 1971-2000 (51). Segundo é possível ver na Tabela 2, as variáveis meteorológicas não variam muito entre os meses do ano, o qual está relacionado com a baixa latitude na qual está a cidade, contudo, num mesmo dia podem acontecer variações importantes. A cidade é afetada pelo fenômeno de El Niño e La Niña.

Em relação à poluição do ar, segundo o Clean Air Institute (42), Bogotá teve uma média anual de MP10 de 52,9 µg/m³, de 35,1 µg/m³ para MP2.5, de 31,1 µg/m³ para ozônio, 32,8 µg/m³ para NO₂, e 9,2 µg/m³ para SO₂ (ver Figura 4). Segundo dados do DANE, a taxa bruta de morte por causas cardiovasculares em idosos (65 anos ou mais) para Bogotá foi de 174 por 10.000 no ano 2012, enquanto a taxa bruta de morte por causas respiratórias no mesmo grupo de idade no 2012 foi de 53 por 10.000 (52).

Na cidade de Bogotá, comumente, não há sistemas de aquecimento nas casas, por isso frio pode ter um efeito mais direto sobre a saúde das pessoas, e elas, comumente, usam as roupas como ferramenta de adaptação a temperaturas fora do ponto de conforto térmico. Segundo o relatório de desenvolvimento humano de 2015, da Organização das Nações Unidas, Colômbia está na categoria de alto desenvolvimento humano (igual ao Brasil), com um IDH de 0,72 (44), em comparação com o IDH de Bogotá que foi estimado em 0,90, no ano 2010 (53), mais alto do que o IDH de São Paulo no ano 2013. Em 2015, o índice de pobreza da cidade foi de 10,4, e de pobreza extrema de 2,0, e GINI de 0,498 (54), indicando que há menos pobreza,

pobreza extrema e iniquidade em Bogotá, comparada com São Paulo. Estes dados podem ser apreciados de maneira resumida na Tabela 3.

São Paulo e Bogotá são duas grandes cidades latino-americanas que estão sofrendo mudanças nos seus perfis demográficos. Embora elas tivessem uma pirâmide populacional de base ampla, em 2010, a população idosa está aumentando e a população jovem está diminuindo, e este comportamento confere uma importância devido ao envelhecimento populacional. O número de indivíduos idosos em Bogotá é menor do que em São Paulo, contudo a porcentagem em relação ao total de população é maior em Bogotá, tanto para homens quanto para mulheres. Esta população idosa em aumento é mais sensível às mudanças de temperatura, e precisa de políticas públicas de proteção em vista de futuras mudanças na temperatura do ar ambiente. É possível verificar que São Paulo tem temperaturas médias, máximas médias e mínimas médias mais elevadas do que Bogotá, de modo geral, e, também, tem uma variação sazonal de temperatura, que não acontece em Bogotá (ver Figura 3).

Em relação à poluição do ar, Bogotá tem maiores concentrações de MP10 que São Paulo, e menores concentrações de ozônio (ver Figura 4). As maiores concentrações de este último poluente são maiores devido principalmente a que São Paulo tem uma grande quantidade de carros que usam etanol, produzindo óxidos de nitrogênio, que são precursores do ozônio, e tem maiores temperaturas e maior quantidade de horas com céu claro, o qual também favorece a formação de este poluente; em Bogotá há uma frota menor de carros os quais não usam etanol, é mais fria e tem menos horas de céu claro. Estas características climáticas e de qualidade do ar diferentes entre as duas cidades conferem características atmosféricas diversas, que podem aportar elementos enriquecedores para análise e discussão da influência da temperatura na mortalidade, por causas cardiovasculares e respiratórias, em duas grandes cidades da América Latina.

Figura 1. Pirâmide populacional por sexo, São Paulo 2010.

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

Tabela 1. Variáveis meteorológicas para o município de São Paulo, 1961-1990

Mês	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez	Ano
Temperatura máxima (°C)	37,0	36,4	34,3	33,4	31,7	28,8	30,2	33,0	35,3	37,8	35,3	34,8	37,8
Temperatura máxima média (°C)	27,3	28,0	27,2	25,1	23,0	21,8	21,8	23,3	23,9	24,8	25,9	26,3	24,9
Temperatura média (°C)	22,1	22,4	21,8	19,7	17,4	16,3	15,8	17,1	17,9	19,0	20,2	21,1	19,2
Temperatura mínima média (°C)	18,7	18,8	18,2	16,3	13,8	12,4	11,7	12,8	13,9	15,3	16,6	17,7	15,5
Temperatura mínima (°C)	11,9	12,4	12,0	6,8	3,7	1,2	0,8	3,4	3,5	7,0	7,0	10,3	0,8
Precipitação (mm)	237,4	221,5	160,5	72,6	71,4	50,1	43,9	39,6	70,7	126,9	145,8	200,7	1 441
Umidade (%)	80	79	80	80	79	78	77	74	77	79	78	80	78,4

Fonte: Instituto Nacional de Meteorologia (Horto Forestal)

Figura 2. Pirâmide populacional por sexo, Bogotá 2010

Fonte: Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE (55)

Tabela 2. Variáveis meteorológicas para Bogotá, 1971-2000

Mês	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez	Ano
Temperatura máxima (°C)	26.4	25.2	26.6	24.4	25.0	28.6	25.0	23.3	26.0	25.1	25.6	24.4	28.6
Temperatura máxima média (°C)	20.2	20.3	19.4	20.1	19.0	19.2	18.6	18.8	19.2	19.5	19.6	19.9	19.6
Temperatura média (°C)	14.3	14.5	14.9	14.9	15.0	14.5	14.6	14.1	14.3	14.3	14.4	14.6	14.4
Temperatura mínima média (°C)	7.6	8.4	9.5	9.7	9.7	9.5	9.2	8.9	8.7	9.0	9.2	8.0	9.0
Temperatura mínima (°C)	-1.5	-5.2	-0.4	0.2	0.2	1.1	0.4	0.4	0.3	1.8	0.5	-1.1	-5.2
Precipitação (mm)	50.0	68.0	91.0	135.0	120.0	54.0	35.0	45.0	70.0	137.0	127.0	81.0	1012.0
Umidade (%)	75	76	75	77	77	75	74	74	75	76	77	76	76

Fonte: Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales (IDEAM)

Figura 3. Temperaturas máximas, mínimas e médias para São Paulo (1961-1990) e Bogotá (1971-2000)

Fontes: Instituto Nacional de Meteorologia (Horto Forestal) do Brasil, Instituto de Hidrología, Meteorología y Estudios Ambientales da Colômbia (IDEAM)

Figura 4. Poluentes do ar em São Paulo e Bogotá, ano 2011

Fonte: Clear Air Institute

Tabela 3. Resumo das características de São Paulo e Bogotá

Características	São Paulo	Bogotá
Localização	21° 49' Sul 49° 12' Oeste	4° 35' 53" Norte 74° 4' 33" Oeste
Altitude (msnm)	760	2.640
Área urbana (km2)	968	384
Área total (km2)	1523	1635
População 2014	11'895.893	8'363.782
População idosa 2010	1'025.000	465.639
Clima (Köppen)	Subtropical úmido Cfa	Subtropical de terras altas Cfb
Temperatura média (°C)	19,23	14,5
Precipitação anual média (mm)	1.533	1.013
Umidade relativa média (%)	74,4	75,6
MP10 média anual 2011 (µg/m3)	36,5	52,9
O3 média anual 2011 (µg/m3)	36	31,1
Taxa bruta de morte por DCV em idosos por 10.000, 2011	170	177
Taxa bruta de morte por DR em idosos por 10.000, 2011	73	54
IDH	0,87	0,9
Pobreza (%)	28,1	10,4
Pobreza extrema (%)	12,9	2,0
Índice de GINI	0,65	0,498

Fontes: (39, 41-54)

2 JUSTIFICATIVA

Devido à importância das mudanças climáticas e do aquecimento global para o futuro da saúde da população mundial, levando em conta os efeitos diretos da temperatura sobre a mortalidade de populações idosas, da América Latina e do mundo, considera-se relevante comparar a influência da temperatura na mortalidade dos idosos de duas grandes cidades da América Latina, com características climáticas e de qualidade do ar diferentes.

Espera-se que os resultados da investigação façam uma contribuição significativa ao conhecimento da influência da temperatura na mortalidade dos idosos, uma população vulnerável às mudanças da temperatura. Espera-se, também, que permitam orientar a tomada de decisões e a formulação de políticas destinadas a mitigar os efeitos da temperatura atmosférica na mortalidade, e, ao mesmo tempo, permitam diminuir a vulnerabilidade das populações. Uma análise deste tipo, em duas cidades em desenvolvimento, da América Latina, na escala de tempo de 12 anos, e com metodologia abrangente, como os DLNM, representa uma contribuição ao conhecimento no campo da Saúde Ambiental, e é o primeiro estudo deste tipo na Colômbia. Os resultados obtidos permitem ainda alimentar modelos de previsão de efeitos à saúde de mudanças climáticas na América Latina de forma mais acurada.

Pergunta de investigação: qual é a influência da temperatura do ar ambiente na mortalidade cardiovascular e respiratória de idosos em São Paulo e Bogotá, para o período de tempo 2002-2013, e quais as diferenças entre as duas cidades, dadas suas similaridades e diferenças?

Hipótese: a influência da temperatura do ar ambiente na mortalidade cardiovascular e respiratória de idosos é diferente em São Paulo e Bogotá, no período de tempo 2002-2013.

3 OBJETIVOS:

3.1 GERAL:

Caracterizar a influência da temperatura do ar ambiente na mortalidade cardiovascular e respiratória em idosos (>65 anos) em São Paulo e Bogotá, e analisar as diferenças entre as duas.

3.2 ESPECÍFICOS:

- 1) caracterizar a influência diária da temperatura do ar ambiente na mortalidade cardiovascular e respiratória de idosos em São Paulo no período 2002-2011, e em Bogotá no período 2002-2013;
- 2) descrever e analisar as diferenças entre as duas cidades para a relação temperatura – mortalidade.

4 MÉTODOS:

O tipo de estudo é ecológico, de análise de séries temporais.

4.1 FONTES DE INFORMAÇÃO:

4.1.1 Saúde:

São Paulo: Secretaria de Saúde de São Paulo tem informações de óbitos no município desde 1979, acessíveis pela internet. Os dados de mortalidade, em São Paulo, são considerados de boa qualidade, especialmente desde 1997, pelo Programa de Cartas do Programa de Aprimoramento das Informações de Mortalidade, pelo qual os médicos atestantes, ou as Comissões de Revisão de Óbitos, são chamados a esclarecer informações incompletas (43).

Bogotá: Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), estadísticas vitais. Disponibilizaram dados individuais de mortalidade diária por todas as causas desde 1998 até 2013. A qualidade dos dados de mortalidade é controlada por metodologias automatizadas para detectar duplicidade ou contradição nas informações, solicitude de verificação de informações com as fontes de informação, e validação das informações com outros sistemas de informação do país (56).

4.1.2 Meteorológicos:

São Paulo: Estação Meteorológica do Instituto de Astronomia, Geofísica e Ciências Atmosféricas da Universidade de São Paulo (IAG-USP), registrada junto a Organização Meteorológica Mundial (OMM) com o número 83004, a qual tem dados meteorológicos desde 1933. É uma estação representativa da cidade e com dados altamente confiáveis, usada de maneira extensiva para pesquisas relacionadas com meteorologia e clima (41). Forneceu dados diários de temperatura e umidade.

Bogotá: Instituto de Hidrologia, Meteorologia, e Estudos Ambientais (IDEAM), Estação meteorológica principal do Aeroporto “El Dorado”, registrada junto a Organização Meteorológica Mundial (OMM) com o número 21205790. Disponibilizou dados diários de temperatura e umidade. A estação é representativa da cidade, e seus dados são de alta qualidade (51).

4.1.3 Poluição do ar:

São Paulo: CETESB é a empresa encarregada da vigilância da qualidade do ar, mantém um controle sobre a qualidade dos seus dados. Forneceu, diretamente, médias diárias de MP10 e Ozônio do município de São Paulo para o período 2002-2011; estes valores médios diários são a média das médias diárias de cada estação do Município de São Paulo que tem registro de estes poluentes.

Bogotá: a Secretaria do Meio Ambiente de Bogotá disponibilizou, diretamente, dados diários (max, min e media) de Ozônio e Material particulado menor que 10 μm (MP10) para 10 estações de “fundo” (não transito veicular) de diferentes regiões da cidade, para o período 1997-2013.

O processo para extração e processamento dos dados está com detalhes no Anexo 1: Extração e Processamento dos dados.

4.2 VARIÁVEIS:

As variáveis dependentes consideradas no estudo são contagem diária de mortes por causas cardiovasculares e respiratórias em idosos (adultos com 65 anos ou mais) de São Paulo e Bogotá, as quais foram analisadas de maneira independente. Como foi comentado previamente, as mortes cardiovasculares e respiratórias têm sido associadas com mudanças na temperatura, por isso foram consideradas para este estudo. Estas variáveis são do tipo quantitativo discreto, pois são contagens de mortes.

A variável independente principal é a temperatura do ar ambiente (em graus Célsius). Foram testados diferentes tipos de temperatura diária de maneira independente: temperatura máxima, mínima, média e amplitude térmica, com o objetivo de observar qual é sua relação com a mortalidade. A umidade relativa do ar (%), junto com a temperatura do ar ambiente, tem um papel importante no conforto térmico dos seres humanos e é relevante nos modelos mortalidade – temperatura, por isto também foi considerada para a análise como variável independente, na forma de umidade média diária. Estas variáveis meteorológicas são do tipo quantitativo contínuo.

As variáveis de poluição do ar têm uma influência importante sobre a mortalidade cardiovascular e respiratória e têm sido estudadas especificamente para São Paulo (26). A inclusão destas variáveis nos modelos para análise da relação temperatura – mortalidade serve

como ajuste. Elas têm sido usadas na maioria de estudos científicos recentes que abordam a possível associação entre temperatura e mortalidade. Por estes motivos também foram incluídas neste estudo, na forma de concentrações médias diárias dos poluentes: material particulado menor de 10 μm e ozônio, em unidades de $\mu\text{g}/\text{m}^3$.

Também foi usada uma variável com o número do dia da semana, devido ao fato que as concentrações de poluentes podem variar segundo dia da semana, tendo um efeito de ajuste nas análises. Este tipo de variável é do tipo qualitativa nominal.

4.3 FORMA DE ANÁLISE DOS RESULTADOS:

A análise dos dados foi desenvolvida de maneira independente e paralela para as duas cidades.

Inicialmente, foi feita uma análise descritiva: análise de frequências para todas as variáveis. Para as variáveis dependentes foram feitos histogramas para observar sua distribuição, e linhas de tempo para observar seu comportamento no tempo, de maneira comparativa em cada cidade e para cada causa de morte (cardiovascular e respiratória). Foi testada correlação entre as variáveis por meio do teste de correlação de Pearson, e autocorrelação para cada variável por meio da função de autocorrelação ACF.

Posteriormente, foram construídos Modelos Lineares Generalizados (GLM) Quase - Poisson, os quais são uma derivação dos modelos Poisson, que conseguem dar conta de dados com sobre - dispersão, para estimar a relação não linear de cada temperatura (máxima, média, mínima e amplitude térmica) de forma separada, e para cada variável de mortalidade (cardiovascular e respiratória), em cada cidade. As variáveis de controle foram umidade, variáveis de poluição (Ozônio e MP10), dia da semana, e uma variável de tempo.

A relação não linear entre a exposição (temperatura), o efeito ou resposta (mortalidade) e os atrasos (*lags*) foram analisados usando modelos não lineares de atrasos (*lags*) distribuídos (DLNMs), os quais combinam duas funções, uma para a relação exposição – resposta, e outra para a relação *lag* – resposta, a qual representa a mudança temporal do risco, depois da exposição, e estima a distribuição dos efeitos dos atrasos. Entende-se por modelos com atrasos distribuídos, o uso de modelos de regressão em análise de séries temporais nos quais a equação da regressão usa valores das variáveis independentes e da variável dependente ou resposta, mas também usa valores das variáveis independentes correspondentes a tempos

anteriores em relação às observações da variável dependente. Os efeitos em saúde relacionados com exposições ambientais, usualmente, apresentam este fenômeno de atraso no tempo, e o resultado é observado tempo depois da exposição, por isso o uso de modelos com atrasos distribuídos é indicado nestas análises (35).

A equação final do modelo usado é a seguinte:

$$\text{Log}[E(Y_t)] = \alpha + \beta_1 T_{t,l} + \beta_2 H_{t,l} + \beta_3 P_{t,l} + \beta_4 O_{t,l} + \text{dow} + \text{ns}(\text{doy}, \text{df} * y)$$

O modelo incluiu a variável de temperatura Y_t , na qual teve uma de duas variáveis: contagem de mortes por causas cardiovasculares ou respiratórias diárias; os β são os coeficientes para cada variável; $T_{t,l}$ é uma matriz cruzada composta por uma matriz com a variável exposição (uma de 4: temperatura média, máxima, mínima ou amplitude térmica diárias) modificada por uma função “b-spline” com 4 graus de liberdade e centrada no percentil 75 da temperatura, e outra matriz com os *lags* de 0 a 30 dias e 3 graus de liberdade; foram usados 30 dias para incluir os efeitos do frio que, em estudos prévios, aparecem em até 30 dias. Estas funções permitem modelar as relações não lineares entre a variável dependente, a variável exposição e os *lags*, permitindo um ajuste melhor do modelo e a análise simultânea mortalidade-temperatura-*lags*.

H é uma matriz cruzada para a umidade relativa do ar média diária, que usou uma função b-spline e *lags* de 30 dias; este número foi usado já que outros estudos acerca da associação entre frio e mortalidade usaram de 25 a 30 dias de *lags* para observar o efeito do frio, um deles encontrou relação com até 25 dias de lag e outro com 15 dias (20, 57). Foram também testados menos dias de *lags* para dar mais poder ao modelo e tentar diminuir os intervalos de confiança dos modelos de Bogotá, mas isso não aconteceu, pelo qual o modelo ficou com 30 dias de lag. P e O correspondem às matrizes cruzadas para as concentrações médias diárias de MP10 e O3 respectivamente, com funções lineares e *lags* de 0-1 dias já que o efeito desses poluentes na mortalidade é imediato (58).

“dow” é uma variável correspondente ao dia da semana (1-7), a qual tem evidenciado ter um ajuste significativo neste tipo de modelos, já que as concentrações de poluentes variam segundo o dia da semana. Finalmente, o termo $\text{ns}(\text{doy}, \text{df} * y)$ é o resultado de uma função “natural spline” (ns) da data, com 14 graus de liberdade (df) para Bogotá e 7 para São Paulo, e “y” é o número de anos do período de tempo para cada cidade: 12 para Bogotá (2002-2013) e

10 para São Paulo (2002-2011); estes graus de liberdade são o resultado de testar diferentes graus, sendo escolhido o número no qual o gráfico de resíduos de cada modelo foi o mais homogêneo (ver Figura 31 e Figura 32); esta variável permite controlar pela tendência e sazonalidade na análise multivariada.

Estes e outros parâmetros das matrizes cruzadas e dos modelos usados foram definidos de acordo a um estudo prévio, que usou DLNMs em dados de múltiplas cidades de diferentes países (16), e artigos metodológicos para desenvolver análises de séries temporais usando DLNMs (35, 37, 59); o processo de construção dos modelos e os parâmetros usados podem ser observados em detalhe no Anexo 3: Código de R para análise descritiva e estatística.

Foram construídos em total 16 modelos: 8 para cada cidade, incluindo cada uma das 4 variáveis de exposição (temperaturas média, máxima, mínima, e amplitude térmica) para cada causa de morte (cardiovascular ou respiratória). Todos os modelos foram novamente centrados para o percentil da sua temperatura de mortalidade mínima (MMT), com exceção dos modelos de Bogotá, que usaram temperatura média com ambas mortalidades, temperatura mínima com mortalidade cardiovascular, e amplitude térmica com mortalidade respiratória, devido ao percentil da MMT ser exageradamente alto ou baixo.

Para as análises estatísticas foram usados os softwares R® e RStudio®

5 RESULTADOS

5.1 ANÁLISE DESCRITIVA:

Na Tabela 4 é possível ver a estatística descritiva das variáveis do estudo, todas quantitativas, para São Paulo e para Bogotá.

A média e a mediana são similares para as variáveis de número de mortes, nas duas cidades, e observando os histogramas (Figura 5 e Figura 6) as variáveis parecem ter uma distribuição normal. Não foram feitos testes de normalidade para as variáveis, já que estes não se aplicam adequadamente em grandes bases de dados (a base de dados deste estudo tem 9496 observações). Além disso, vale a pena comentar que Lumley e colaboradores fizeram provas e demonstraram que regressão linear pode ser usada em grandes bases de dados com distribuições não normais (60).

A média da amplitude térmica é similar entre as duas cidades, mas as médias das temperaturas mínimas, das temperaturas máximas e das temperaturas médias são muito menores em Bogotá do que em São Paulo. A mínima da temperatura mínima de Bogotá foi negativa (-2.4°C), São Paulo não teve temperaturas negativas no período de tempo analisado.

As duas cidades tiveram médias de umidade relativa do ar muito parecidas (ver Tabela 4), perto de 80%, com uma variabilidade similar, também.

As médias de concentração de ozônio e de dióxido de nitrogênio foram muito maiores em São Paulo (85,1 e 91,7 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, respectivamente) em comparação com a média de Bogotá (11,4 e 16,5 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, respectivamente), com uma variabilidade muito maior em São Paulo. Para SO_2 a média foi levemente maior em São Paulo do que em Bogotá; mas as concentrações médias de MP_{10} foram muito mais elevadas em Bogotá (65,4 $\mu\text{g}/\text{m}^3$) do que em São Paulo (40,7 $\mu\text{g}/\text{m}^3$). Os valores máximos de O_3 para São Paulo foram exageradamente elevados, mas não foi possível confirmar estes valores com a autoridade ambiental da cidade. Os valores nulos não foram mais do que 7,4% para os dados de Bogotá, e para São Paulo não houve dados nulos. Estes dados de poluição são diferentes dos dados apresentados na introdução, já que na introdução foram usados dados de períodos de tempo diferentes em comparação com os dados do estudo.

Tabela 4. Estatísticas descritivas para a mortalidade por doenças cardiovasculares e respiratórias, variáveis meteorológicas e de qualidade do ar, Bogotá 2002-2013 e São Paulo 2002-2011

Variável	Mediana	Média	Desvio padrão	Variancia	Min	Max	NA	Soma
Bogotá								
No. mortes cardiovasculares	22.0	21.3	5.0	24.6	7.0	41.0	0.0	77849
No. mortes respiratórias	6.0	6.6	2.9	8.3	0.0	20.0	0.0	24079
AMP (C)	10.1	10.6	2.9	8.6	2.6	25.8	5.2	
TMIN (C)	9.0	8.6	2.2	4.7	-2.4	13.0	4.0	
TMAX (C)	19.2	19.2	1.5	2.3	13.1	24.5	4.2	
TMED (C)	13.9	13.8	0.9	0.9	10.5	17.4	4.3	
UMID (%)	80.0	81.0	7.8	61.6	47.0	100.0	7.4	
O3 (µg/m3)	11.4	12.0	4.8	23.3	0.2	42.9	6.6	
PM10 (µg/m3)	61.3	65.4	18.9	356.6	18.5	147.1	0.1	
São Paulo								
No. mortes cardiovasculares	40.0	40.6	8.2	67.2	14.0	75.0	0.0	148206
No. mortes respiratórias	16.0	16.4	4.9	24.2	3.0	37.0	0.0	59811
AMP (C)	10.3	10.2	3.8	14.4	1.6	22.2	0.0	
TMIN (C)	15.5	15.2	3.4	11.4	2.4	21.8	0.0	
TMAX (C)	25.9	25.5	4.5	20.6	11.4	35.2	0.0	
TMED (C)	19.7	19.5	3.3	11.0	8.4	27.6	0.0	
UMID (%)	81.0	80.2	8.5	72.5	34.3	97.3	0.0	
O3 (µg/m3)	79.2	85.1	39.4	1553.6	8.8	279.1	0.0	
PM10 (µg/m3)	36.2	40.7	19.5	381.0	8.3	140.3	0.0	

NA: porcentagem de valores nulos. Todas as variáveis estão em resolução diária

Figura 5. Histogramas de frequências para mortes respiratórias em Bogotá (esquerda) e São Paulo (direita)

Figura 6. Histogramas de frequências para mortes cardiovasculares em Bogotá (esquerda) e São Paulo (direita)

Nas linhas de tempo das mortes cardiovasculares e respiratórias, em Bogotá, no período 2002-2013, é possível ver que há uma tendência geral de aumento, desde 2002 até o fim de 2013. Não é possível observar uma sazonalidade definida. Observa-se, no final de 2010, uma diminuição do número de mortes cardiovasculares, e um aumento das mortes respiratórias em 2010, que coincide com a epidemia H1N1 (Figura 7 e Figura 9). Quando se compara com as linhas de tempo de São Paulo (Figura 8 e Figura 10) é possível ver, também, uma leve tendência ao aumento no número de mortes no período estudado. Entretanto, observa-se um claro comportamento sazonal das duas causas de mortalidade, com um aumento no meio do ano (inverno) e uma diminuição no final do ano (verão).

Nas linhas de tempo das temperaturas de Bogotá e de São Paulo (Figura 11 e Figura 12 respectivamente) observa-se tendência estacionária, nas duas cidades, e ausência de sazonalidade em Bogotá. Entretanto, parece haver um aumento das temperaturas máximas e uma diminuição das temperaturas mínimas no fim do ano, o qual pode coincidir com períodos de poucas chuvas no país, já que os dois períodos de chuvas são março-maio e setembro-novembro. Pelo contrario, há uma sazonalidade muito definida em São Paulo, com períodos verão – inverno tipicamente descritos. Também é interessante verificar um aumento das temperaturas máximas, no fim do 2009 e começo de 2010, em Bogotá, período que coincide com a diminuição das mortes cardiovasculares

Figura 7. Linha de tempo para mortes respiratórias em Bogotá, 2002-2013

Figura 8. Linha de tempo para mortes respiratórias em São Paulo, 2002-2011

Figura 9. Linha de tempo para mortes cardiovasculares em Bogotá, 2002-2013

Figura 10. Linha de tempo para mortes cardiovasculares, São Paulo 2002-2011

Figura 11. Linha de tempo das temperaturas máxima, média e mínima, Bogotá 2002-2013

Figura 12. Linha de tempo para temperaturas máxima, média e mínima para São Paulo 2002-2011

Na Tabela 5 e na Tabela 6, pode se observar a correlação de Pearson entre as variáveis. Os valores de correlação superiores a 0.6, em São Paulo, aconteceram entre amplitude térmica e umidade (-0.79), amplitude térmica e PM10 (0,65), amplitude térmica e O3 (0,63), e também entre TMAX e O3.

Em Bogotá, a maior correlação foi entre temperatura média e umidade (-0,58). Não aconteceram outras correlações acima de 0.6. É interessante como a amplitude térmica tem uma correlação muito mais forte com a umidade, O₃ e PM₁₀ em São Paulo do que em Bogotá, onde estas correlações foram muito mais fracas. Também em São Paulo, a temperatura máxima teve uma correlação forte com o O₃, que pode estar relacionada com o mecanismo de formação de O₃, dependente da radiação solar, a qual, por sua vez, pode estar relacionada com maiores temperaturas máximas. Os modelos foram construídos com variáveis de temperatura de maneira independente, por isso não devem ser observadas as correlações entre estas variáveis.

Na Figura 13 e na Figura 14, se observam as estimativas da função de autocorrelação (ACF) entre observações de uma mesma variável dependente, separadas por intervalos de tempo ou *lags*. Neste caso, foram testados *lags* de 0 até 30 dias; em linhas horizontais azuis estão os intervalos de confiança de 95%. Nos 2 gráficos correspondentes às variáveis dependentes de Bogotá, há um comportamento muito similar: para o *lag* 0 há uma correlação perfeita (ACF=1), e desde o *lag* 1 até o *lag* 30, o valor estimado pela ACF é relativamente constante, conforme aumentam os *lags*, com valores menores para a mortalidade cardiovascular em relação à mortalidade respiratória. No caso das variáveis de São Paulo, as duas têm o mesmo comportamento descrito anteriormente, mas com valores maiores de ACF: entre 0,3 e 0,2. Não é visível uma variação constante nos valores estimados pela ACF com relação aos *lags*, podendo-se rejeitar uma autocorrelação dentro das variáveis independentes, que possa afetar as análises estatísticas.

Tabela 5. Matriz de correlação para Bogotá

	DCV	DR	AMP	TMIN	TMAX	TMED	UMID	O3	PM10
DCV	1	0.14	-0.03	0.03	-0.01	0.04	-0.01	-0.01	-0.1
DR	0.14	1	-0.02	0.06	0.05	0.08	0	-0.05	-0.09
AMP	-0.03	-0.02	1				-0.35	0.28	0.17
TMIN	0.03	0.06		1			0.22	-0.24	-0.2
TMAX	-0.01	0.05			1		-0.37	0.21	0.06
TMED	0.04	0.08				1	-0.58	-0.05	-0.21
UMID	-0.01	0	-0.35	0.22	-0.37	-0.58	1	-0.07	0.22
O3	-0.01	-0.05	0.28	-0.24	0.21	-0.05	-0.07	1	0.18
PM10	-0.1	-0.09	0.17	-0.2	0.06	-0.21	0.22	0.18	1

AMP: amplitude térmica; DCV: doenças cardiovasculares; DR: doenças respiratórias; O3: ozônio; PM10: material particulado de menos de 10 µm; TMAX: temperatura máxima; TMED: temperatura média ; TMIN: temperatura mínima; UMID: umidade relativa do ar.

Tabela 6. Matriz de correlação para São Paulo

	DCV	DR	AMP	TMIN	TMAX	TMED	UMID	O3	PM10
DCV	1	0.31	0.15	-0.39	-0.17	-0.32	-0.1	-0.05	0.21
DR	0.31	1	0.14	-0.27	-0.08	-0.2	-0.12	-0.02	0.2
AMP	0.15	0.14	1				-0.79	0.63	0.65
TMIN	-0.39	-0.27		1			0.1	0.16	-0.25
TMAX	-0.17	-0.08			1		-0.58	0.65	0.36
TMED	-0.32	-0.2				1	-0.32	0.43	0.08
UMID	-0.1	-0.12	-0.79	0.1	-0.58	-0.32	1	-0.47	-0.58
O3	-0.05	-0.02	0.63	0.16	0.65	0.43	-0.47	1	0.44
PM10	0.21	0.2	0.65	-0.25	0.36	0.08	-0.58	0.44	1

AMP: amplitude térmica; DCV: doenças cardiovasculares; DR: doenças respiratórias; O3: ozônio; PM10: material particulado de menos de 10 µm; TMAX: temperatura máxima; TMED: temperatura média; TMIN: temperatura mínima; UMID: umidade relativa do ar.

Figura 13. Autocorrelação para mortalidade respiratória em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

ACF: Função de autocorrelação.

Figura 14. Autocorrelação para mortalidade cardiovascular em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

ACF: Função de autocorrelação.

5.2 MODELOS

Como descrito na metodologia, foram feitos 16 modelos, um para cada uma das variáveis de temperatura (média, máxima, mínima, e amplitude térmica), para cada variável dependente (mortes respiratórias e cardiovasculares), e para cada cidade. Na Tabela 7 é possível ver o risco relativo de morrer por causas cardiovasculares e respiratórias, em indivíduos com 65 anos ou mais, em diferentes percentis das variáveis de exposição, com o efeito acumulado dos *lags* de 0 a 30 dias, para São Paulo e Bogotá, paralelamente. Posteriormente, são mostradas diferentes figuras que ilustram as associações resposta – exposição – *lags*, para os diferentes modelos construídos.

Dos modelos com RR significativo, para Bogotá, (Tabela 7) poderia se interpretar um efeito de proteção das temperaturas mínimas mais baixas e das temperaturas médias altas para a mortalidade por causas cardiovasculares. Este é um comportamento diferente ao observado nos mesmos modelos para a cidade de São Paulo, onde, em vez de um efeito de proteção, há um efeito de risco.

Levando em conta os RR significativos estatisticamente, para São Paulo, poderia-se afirmar que os idosos têm um maior risco de morte por causas cardiovasculares e respiratórias por valores extremos das temperaturas média e máxima diárias, e por valores baixos das temperaturas mínimas diárias, mas este risco tem diferenças de magnitudes: os RR de mortalidade respiratória são mais elevados nos percentis mais altos das temperaturas média e máxima, enquanto os RR de mortalidade cardiovascular são mais elevados nos percentis mais baixos das mesmas temperaturas. Nos percentis mais baixos das temperaturas mínimas estão os RR significativos para ambas mortalidades, com magnitudes maiores na mortalidade cardiovascular. Estas duas observações poderiam ser interpretadas como uma maior sensibilidade ao frio na mortalidade cardiovascular, e ao calor na mortalidade respiratória.

Houve RRs de mortalidade respiratória significativos nos percentis altos da amplitude térmica, e nos percentis baixos para Rr de mortalidade cardiovascular. Esta situação pode ser reflexo de um efeito diferenciado da amplitude térmica, nas duas mortalidades estudadas, com mais mortes respiratórias em amplitudes grandes, e mais mortes cardiovasculares em amplitudes baixas.

5.2.1 Mortalidade respiratória

5.2.1.1 Temperatura média

Na Figura 15, é possível verificar que, no caso de Bogotá, há um risco maior de morte respiratória em idosos com temperaturas médias entre 12 e 14°C, e em *lags* 1 e 10 aproximadamente, e uma proteção com temperaturas médias de 15°C ou mais. Para São Paulo o maior risco está com temperaturas de 23°C ou mais, entre os *lags* 0 e 4, e uma proteção com temperaturas de 21 graus ou mais entre *lags* 0 e 2, com $RR > 1$ significativos a temperaturas menores de 18°C e maiores de 24°. Na Figura 16, é possível ver que o RR é menor em Bogotá no extremo superior da temperatura média, com uma forma de “J” invertida. Por outro lado, o gráfico de São Paulo mostra uma forma de “V”, com um ponto de conforto térmico perto dos 21°C. Esta forma da curva de Bogotá é interessante, já que parece mostrar um efeito de proteção para mortalidade respiratória a temperaturas médias elevadas: MMT de 15,7°C para Bogotá e 21°C para São Paulo.

5.2.1.2 Temperatura máxima

Na Figura 17, é possível verificar que, em Bogotá, entre temperaturas máximas diárias de 19°C ou mais, há um RR maior a 1 para *lags* de 0 dias, e entre 5 e 25 dias, que pode ser interpretado como um efeito imediato do calor, seguido por um efeito a médio e longo prazo. É diferente em São Paulo, onde o calor tem um efeito imediato de 0 a 7 dias de *lags*, com temperaturas de 27°C ou mais.

Os efeitos somados dos *lags* produzem uma curva em “V” (Figura 18) com o MMT em 18°C (percentil 23,8) para Bogotá, enquanto que, para São Paulo, também produz uma curva em “V” com o MMT em 25,9°C (percentil 52,4) e RR s significativos estatisticamente acima de 30°C aproximadamente.

5.2.1.3 Temperatura mínima

Na Figura 19, observa-se, para Bogotá, um RR alto especialmente para 8°C ou menos, entre 1 e 5 dias de *lag*, que perdura em até 30 dias de *lags*. Em São Paulo, há um comportamento similar, com um RR maior entre 15°C ou menos, entre 3-30 dias de *lags*.

Na Figura 19, a curva tem forma de “J” para Bogotá, com um MMT em 9,7°C (percentil 66,7), e uma curva em forma de “V” para São Paulo, com RR significativos a 12,3°C ou menos, e um MMT=17,9°C (percentil 76,2).

5.2.1.4 Amplitude térmica

Na Figura 21, se observa que, em Bogotá, há um $RR > 1$ por causas respiratórias para amplitudes térmicas de 13°C ou mais, entre *lags* de 1-27 dias, mas, para São Paulo, o $RR > 1$ observa-se unicamente entre amplitudes de 10°C ou mais, entre *lags* de 1-5 dias especialmente, que se prolonga em até 25 dias de *lag*.

Na Figura 22, a curva de Bogotá tem uma forma de “S”, com o MMT em 6°C (percentil 14,3), e uma curva quase reta para São Paulo, com o MMT em 5°C. Aqui deve ser levado em conta que este modelo para Bogotá não foi centrado no MMT, devido a este ser muito baixo.

5.2.2 Mortalidade cardiovascular

5.2.2.1 Temperatura média

Na Figura 23, é possível ver que há maior risco de morte cardiovascular entre temperaturas médias diárias de 13-14°C em *lags* de 3 a 10 dias, em Bogotá, e em *lag* de 0 dias com 15°C ou mais. Mas o efeito total é de proteção para todas as temperaturas, como é possível verificar na Figura 24. O risco é estatisticamente significativo a 15°C ou mais, dando uma forma de “V” invertida, com um MMT de 15,7°C (percentil 100).

Em São Paulo há um risco para temperaturas de 20°C ou menos, entre *lags* de 1 e 20 dias, e para temperaturas de 23°C ou mais, em *lags* de 0 e 4 dias (Figura 23), os quais dão uma forma de “J” quando são somados os efeitos dos *lags*, com RR significativos a temperaturas menores de 19°C e maiores de 25°C (Figura 24), e um MMT de 23°C (percentil 85,8).

5.2.2.2 Temperatura máxima

Na Figura 25, é possível ver um risco elevado, em Bogotá, para temperaturas máximas diárias de 19°C ou menos, com *lags* de até 30 dias, e para 21°C ou mais em *lags* de 8-28 dias. Estes riscos nos extremos de temperatura máxima podem ser observados na Figura 26, em forma de “V” sem RR significativos estatisticamente, com um MMT=20,1 (percentil 76,2).

Em São Paulo há maior risco de morte cardiovascular com 24°C ou menos, entre *lags* de 1-24 dias, e a 30°C ou mais entre *lags* de 0-4 dias (Figura 25). Se observa, na Figura 26, uma curva em forma de “V”, com RR significativos estatisticamente a mais de 32°C e a menos de 24°C; o MMT foi de 27°C (percentil 61,9).

5.2.2.3 *Temperatura mínima*

Na Figura 27, é possível observar que, em Bogotá existe um RR de morte cardiovascular menor a 1 em 7°C ou menos, desde o *lag* 0 até o 30. Em contraste para São Paulo o RR é maior a 1 em 16°C ou menos, entre os lags 1-20, aproximadamente.

Na Figura 28, observa-se que a curva para Bogotá tem forma de “J” invertida, com $RR < 1$ significativos estatisticamente para 6°C ou menos, com um MMT de 3,4 (percentil 4,8).

Em São Paulo a curva tem forma de “J”, com $RR > 1$ para temperaturas mínimas diárias menores de 14°C, com um MMT de 18,4°C (percentil 81). O modelo de Bogotá não foi re-centrado para o MMT porque este foi muito baixo.

5.2.2.4 *Amplitude térmica*

Na Figura 29, se observa, em Bogotá, um RR de morte por causas cardiovasculares > 1 em quase todas as temperaturas e *lags*, com exceção dos 13-15°C.

Em São Paulo é muito diferente: há $RR > 1$ em uma amplitude térmica de 9°C ou menos, entre *lags* de 2-20 dias.

Na Figura 30, a curva de Bogotá tem forma de “V” com o MMT em 14,5°C (percentil 90,5). A curva de São Paulo tem forma de J, com o MMT em 16,3°C (percentil 95,2). Os MMT das duas cidades estão em percentis elevados.

Tabela 7. Risco relativo de mortalidade cardiovascular e respiratória, nos percentis 2.5, 10, 20, 50, 80, 90 e 95 das variáveis de temperatura, com efeito acumulado dos lags de 0-30 dias, e temperaturas de mortalidade mínima (MMT) para Bogotá e São Paulo,

Modelo	Percentil 2.5				Percentil 10				Percentil 25				Percentil 50				Percentil 75				Percentil 90				Percentil 97.5				MMT	
	(°C)	RR	IC95%		(°C)	RR	IC95%		(°C)	RR	IC95%		(°C)	RR	IC95%		(°C)	RR	IC95%		(°C)	RR	IC95%		(°C)	RR	IC95%		(°C)	Perc
Bogotá																														
<i>Respiratória</i>																														
TMED	12.0	1.24	0.46	3.36	12.7	1.38	0.66	2.90	13.3	1.29	0.60	2.77	13.9	1.16	0.74	1.81	14.5	1.00	1.00	1.00	15.1	0.83	0.55	1.25	15.7	0.66	0.25	1.75	15.7	100
TMAX	16.3	1.45	0.20	10.34	17.3	1.08	0.62	1.88	18.2	1.00	0.95	1.06	19.2	1.13	0.66	1.94	20.1	1.35	0.55	3.34	21.1	1.61	0.54	4.82	22.1	1.92	0.48	7.71	18.0	23.8
TMIN	3.4	1.74	0.35	8.66	5.6	1.89	0.75	4.74	7.4	1.42	0.63	3.19	9.0	1.06	0.74	1.51	10.2	1.02	0.87	1.19	11.0	1.20	0.72	2.00	11.8	1.75	0.46	6.60	9.7	66.7
AMP	6.0	0.83	0.14	4.82	7.2	1.17	0.32	4.29	8.5	1.09	0.41	2.93	10.1	0.86	0.48	1.52	12.2	1.00	1.00	1.00	14.5	1.84	0.79	4.29	11.8	1.75	0.46	6.58	6.0	4.8
<i>Cardiovascular</i>																														
TMED	12.0	0.69	0.39	1.21	12.7	0.80	0.53	1.21	13.3	0.91	0.59	1.40	13.9	1.03	0.80	1.32	14.5	1.00	1.00	1.00	15.1	0.73	0.57	0.93	15.7	0.41	0.22	0.74	15.7	100
TMAX	16.3	1.16	0.38	3.56	17.3	1.17	0.60	2.27	18.2	1.10	0.65	1.85	19.2	1.03	0.78	1.35	20.1	1.00	0.97	1.03	21.1	1.04	0.75	1.44	22.1	1.45	0.70	3.03	20.1	76.2
TMIN	3.4	0.34	0.15	0.81	5.6	0.53	0.31	0.89	7.4	0.75	0.44	1.27	9.0	0.92	0.69	1.23	10.2	1.00	1.00	1.00	11.0	1.03	0.80	1.31	11.8	1.03	0.47	2.26	3.4	4.8
AMP	6.0	1.91	0.68	5.38	7.2	1.89	0.85	4.18	8.5	1.87	0.87	4.03	10.1	1.73	0.81	3.67	12.2	1.30	0.77	2.17	14.5	1.00	0.98	1.02	17.7	1.89	0.84	4.25	14.5	90.5
São Paulo																														
<i>Respiratória</i>																														
TMED	12.5	1.33	1.13	1.57	14.9	1.26	1.08	1.46	17.2	1.16	1.01	1.32	19.7	1.03	0.97	1.08	22.0	1.01	0.97	1.06	23.6	1.13	1.00	1.29	25.1	1.46	1.21	1.76	21.0	66.7
TMAX	16.0	1.31	1.03	1.68	19.2	1.22	1.05	1.41	22.3	1.11	0.98	1.26	25.9	1.00	0.99	1.01	28.8	1.08	0.99	1.19	31.2	1.28	1.07	1.53	33.1	1.45	1.19	1.77	25.9	52.4
TMIN	7.9	1.36	1.08	1.69	10.7	1.22	1.04	1.43	12.9	1.17	1.01	1.35	15.5	1.08	0.95	1.23	17.9	1.00	1.00	1.00	19.4	1.05	0.98	1.12	20.4	1.17	0.98	1.41	17.9	76.2
AMP	3.4	1.02	0.76	1.38	5.0	0.99	0.94	1.05	7.4	1.06	0.94	1.20	10.3	1.23	0.98	1.55	13.0	1.41	1.12	1.79	15.2	1.55	1.20	2.02	17.4	1.75	1.19	2.56	5.0	14.3
<i>Cardiovascular</i>																														
TMED	12.5	1.60	1.39	1.85	14.9	1.33	1.19	1.47	17.2	1.17	1.05	1.29	19.7	1.07	0.97	1.18	22.0	1.01	0.97	1.05	23.6	1.01	1.00	1.03	25.1	1.15	1.02	1.29	23.0	85.8
TMAX	16.0	1.65	1.41	1.93	19.2	1.48	1.34	1.63	22.3	1.23	1.12	1.34	25.9	1.02	1.00	1.04	28.8	1.03	0.98	1.07	31.2	1.12	1.01	1.24	33.1	1.19	1.05	1.34	27.0	61.9
TMIN	7.9	1.58	1.36	1.83	10.7	1.25	1.13	1.39	12.9	1.16	1.05	1.28	15.5	1.09	0.99	1.19	17.9	1.01	0.99	1.02	19.4	1.01	0.98	1.04	20.4	1.06	0.95	1.19	18.4	81.0
AMP	3.4	1.36	1.04	1.79	5.0	1.22	0.98	1.52	7.4	1.11	0.93	1.32	10.3	1.05	0.89	1.23	13.0	1.02	0.89	1.18	15.2	1.00	0.93	1.09	17.4	1.05	0.98	1.12	16.3	95.2

TMAX: temperatura máxima; TMED: temperatura média ; TMIN: temperatura mínima; UMID: umidade relativa do ar; MMT: temperatura de mortalidade mínima, Perc: percentil. Em negro RR significativos estatisticamente.

Figura 15. Risco relativo de mortalidade respiratória por temperatura média e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 16. Risco relativo de mortalidade respiratória por temperatura média e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos lags, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 17. Risco relativo de mortalidade respiratória por temperatura máxima e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 18. Risco relativo de mortalidade respiratória por temperatura máxima e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos *lags*, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 19. Risco relativo de mortalidade respiratória por temperatura mínima e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 20. Risco relativo de mortalidade respiratória por temperatura mínima e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos *lags*, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 21. Risco relativo de mortalidade respiratória por amplitude térmica e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 22. Risco relativo de mortalidade respiratória por amplitude térmica e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos *lags*, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 23. Risco relativo de mortalidade cardiovascular por temperatura média e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 24. Risco relativo de mortalidade cardiovascular por temperatura média e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos *lags*, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 25. . Risco relativo de mortalidade cardiovascular por temperatura máxima e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 26. Risco relativo de mortalidade cardiovascular por temperatura máxima e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos *lags*, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 27. . Risco relativo de mortalidade cardiovascular por temperatura mínima e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 28. Risco relativo de mortalidade cardiovascular por temperatura mínima e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos *lags*, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 29. . Risco relativo de mortalidade cardiovascular por amplitude térmica e *lags* em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 30. Risco relativo de mortalidade cardiovascular por amplitude térmica e IC 95% (cinza), com efeito acumulado dos *lags*, em Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

5.2.3 Análise de resíduos

Na Figura 31 e na Figura 32 se mostram os gráficos dos resíduos no tempo, que é parte da análise da coerência e do ajuste dos modelos. Como foi mencionado previamente, a análise gráfica dos resíduos no tempo foi usada para determinar vários dos parâmetros dos modelos usados, entre eles os graus de liberdade para a variável tempo, a qual foi modificada com uma função “natural spline”, que ajuda a modelar, de maneira não lineal, a tendência e a sazonalidade das séries temporais. A adequada modelagem desta variável de tempo é visível nos gráficos mostrados a seguir. Neles não é visível um comportamento sazonal, ou de tendência dos resíduos, no tempo. Porém, é de interesse que os gráficos de resíduos para São Paulo são muito mais homogêneos no tempo do que os modelos de Bogotá, os quais tem alguns espaços entre observações no tempo. Vale a pena comentar que estes espaços estiveram presentes em todo momento, nos diferentes modelos testados, e, finalmente, não foram considerados como um problema da modelagem, já que não geravam uma sazonalidade ou tendência visíveis.

Figura 31. Gráficos de resíduos no tempo para modelos de doenças respiratórias, para Bogotá (esq.) e São Paulo (dir.)

Figura 32. Gráficos de resíduos no tempo para modelos de doenças cardiovasculares, para Bogotá (esquerda) e São Paulo (direita)

6 DISCUSSÃO

São Paulo e Bogotá são duas cidades que compartilham algumas características socioeconômicas e demográficas. As duas são das maiores cidades da América Latina, em termos de extensão e de população, mas têm características climáticas diferentes, comentadas previamente.

Porém, vale a pena trazer algumas diferenças evidenciadas nesta pesquisa: Em São Paulo, a amplitude térmica tem uma correlação negativa forte com a umidade (menor umidade e maior amplitude térmica) e positiva com os poluentes PM10 e O3. Também há uma correlação forte entre temperatura máxima e O3.

Por outro lado, Bogotá não apresentou correlações fortes entre estas variáveis. Estas correlações podem ser reflexo de dinâmicas de formação e dispersão dos poluentes O3 e PM10 em relação à temperatura, e da relação entre temperatura e umidade, as quais diferem entre as duas cidades.

São Paulo tem temperaturas mais altas, tanto temperatura máxima, mínima e média, em comparação a Bogotá. Mas as amplitudes térmicas diárias são similares nas duas cidades. Este fato é interessante, pois as temperaturas em São Paulo tem uma variação sazonal maior, ao longo do ano, enquanto Bogotá não tem esse comportamento sazonal. Quer dizer, as temperaturas do ar em São Paulo podem mudar ao longo do ano muito mais do que em Bogotá, mas a magnitude da mudança, num mesmo dia, é similar nas duas cidades.

O anterior, junto com o fato de que a média diária da umidade relativa do ar é muito parecida nas duas cidades, outra das variáveis mais importantes para o conforto térmico, deixa em evidência que as principais diferenças climáticas, entre estas duas cidades, são a magnitude de suas temperaturas, mais altas em São Paulo e mais baixas em Bogotá, e a variação sazonal de verão – inverno existente em São Paulo. Em contraste, há uma sazonalidade relacionada a dois períodos de chuva ao ano, em Bogotá e um período de chuvas, em São Paulo. Outras diferenças importantes entre as cidades são suas concentrações de qualidade do ar, com maiores concentrações de ozônio em São Paulo e maiores concentrações de PM10 em Bogotá.

Baseados nestas diferenças entre as duas cidades, pode-se verificar que os habitantes de São Paulo estão mais acostumados a temperaturas que mudam em termos de meses, e a

temperaturas mais altas, em comparação com os habitantes de Bogotá. A primeira afirmação não tem sido estudada, mas a segunda tem sido confirmada já em estudos prévios. Gouveia e colaboradores publicaram um artigo, em 2003, no qual observaram um aumento do 2,6% da mortalidade por todas as causas por cada grau acima de 20°C, e um aumento do 5,5% por cada grau a menos dessa temperatura (24). Em 2008, McMichael e colaboradores publicaram um estudo no qual definiram 21 e 23°C como limiares para um aumento por mortalidade por frio ou por calor, respectivamente (22). Bell e colaboradores encontraram que a temperatura de mortalidade mínima por todas as causas em indivíduos com 65 anos de idade ou mais de São Paulo foi de 20,5°C, para o período de 1998-2002 (25). Em 2015, Gasparrini e colaboradores publicaram um estudo no qual encontraram que o percentil de mortalidade mínima para São Paulo foi 60, o qual correspondia a 21,5°C da temperatura média diária (16).

Para Bogotá não têm sido desenvolvidos estudos que encontrem pontos de mortalidade mínima, ou limiares de temperatura relacionados com desfechos em saúde.

No presente estudo, os modelos com temperatura média mostraram um comportamento diferente nas duas cidades, com curvas de RR de morte – temperatura em forma de “J” e “V” invertidas para a cidade de Bogotá e formas em “V” para São Paulo. Esta forma nas curvas pode ser interpretada como um menor risco de morte em temperaturas extremas para Bogotá, e maior risco para São Paulo.

As temperaturas de mortalidade mínima também foram diferentes nas duas cidades: 15,7°C em Bogotá (percentil 100) e 21°C (percentil 66,7) para mortalidade respiratória, 15,7 (percentil 100) em Bogotá e 23°C (percentil 85,8) em São Paulo para mortalidade respiratória. Porém, foram idênticos para Bogotá. Isto foi diferente em São Paulo, onde o conforto térmico para mortalidade cardiovascular está num percentil muito mais alto, em comparação ao de mortalidade respiratória. Estas temperaturas de mortalidade mínima (MMTs) são coerentes com as encontradas em estudos prévios para São Paulo, que usaram temperatura média diária: 20°C por Gouveia e colaboradores (24); 20°C por Bell e colaboradores (25), 21,5°C (percentil 60) por Gasparrini e colaboradores (16). As formas das curvas mortalidade – temperatura média também são similares às encontradas naqueles estudos.

Os RRs de mortalidade respiratória de São Paulo foram mais elevados nos percentis altos da temperatura média, e os de mortalidade cardiovascular nos percentis baixos, o que é coerente com o encontrado por Pinheiro: uma associação alta de baixas temperaturas com mortalidade

cardiovascular, e de altas temperaturas com mortalidade respiratória, explicado pela interação com a poluição por material particulado e a temperatura: a altas temperaturas as concentrações de PM10 se elevam, com um efeito sobre a mortalidade respiratória (26). Ao contrário, estes achados diferem do publicado por Gouveia, no qual o frio tem um efeito mais forte na mortalidade cardiovascular e respiratória em idosos de São Paulo (24).

Por outra parte, os RRs, tanto de mortalidade respiratória, como de mortalidade cardiovascular, foram mais baixos nos percentis mais altos da temperatura média em Bogotá, o que pode ser interpretado como um fator protetor do calor para ambas mortalidades.

O efeito dos *lags* foi de poucos dias para temperaturas médias elevadas, em São Paulo, e de mais de 20 dias para temperaturas médias baixas, coerente com o encontrado por Gouveia para a mesma cidade: um efeito de risco de mortalidade por todas as causas no calor que persiste por poucos dias, e um efeito do frio que persiste em até 20 dias (24). Para Bogotá o efeito total foi de proteção no calor e no frio.

A forma inusitada das curvas mortalidade – temperatura, nos modelos de temperatura média, com mortalidade cardiovascular e respiratória, para Bogotá, pode estar relacionada com diferentes fatores: erros no processo da modelagem (os modelos não foram re-centrados no MMT devido a este coincidir com um percentil muito alto da temperatura média), ou podem ser coerentes com a realidade e pouco comuns. No estudo ISOTHURM, desenvolvido por McMichael e colaboradores, foram encontradas curvas similares para as curvas de mortalidade – temperatura média de algumas cidades, como Bucareste (România) e Ljubjana (Eslovênia), quando levados em conta *lags* de até 13 dias (22). Bucareste tem um clima úmido continental Dfa, com estações, e Ljubjana tem um clima oceânico Cfb, mas perto de um clima úmido subtropical Cfa. As duas cidades estão a menos de 300 metros de altura sobre o nível do mar. O clima desta segunda cidade pode ter características similares ao clima de Bogotá, que é subtropical de terras altas Cfb, ou seja, a mesma classificação climática de Köppen, o que poderia explicar o comportamento diferente de suas curvas de mortalidade – temperatura.

Os modelos de temperatura máxima mostraram curvas de mortalidade – temperatura em forma de “V”, nas duas cidades, com percentis das temperaturas de mortalidade mínima mais baixos para mortalidades respiratórias e mais altos para mortalidade cardiovascular. Em São Paulo, a associação entre mortalidade cardiovascular e temperatura máxima foi mais forte nos

percentis baixos, enquanto a associação de mortalidade respiratória foi mais forte em percentis altos. Em Bogotá, a mortalidade respiratória teve o mesmo comportamento, mas a associação da mortalidade cardiovascular com a temperatura máxima apresentou um comportamento complexo.

Se mantém, então, o encontrado nos modelos de temperaturas médias em São Paulo: a mortalidade por causas respiratórias tem uma associação mais forte com o calor, o que é visível, também, no modelo de temperaturas máximas para Bogotá.

Em São Paulo, os riscos elevados das duas mortalidades, em percentis altos da temperatura máxima, se mantêm entre 0-5 dias, concordando com o encontrado em estudos prévios. Em Bogotá os efeitos se mantêm por entre 5 e 25 dias, confirmando um comportamento diferente em Bogotá ao de São Paulo.

Para as temperaturas mínimas, as curvas de mortalidade – temperatura tem forma de “V” ou “J”, com exceção da mortalidade cardiovascular em Bogotá, que tem forma de “J” invertida, observando-se um efeito de proteção nos percentis mais baixos, o qual poderia ser interpretado como um efeito protetor do frio extremo para a mortalidade cardiovascular em Bogotá. Em São Paulo, a mortalidade teve uma associação mais forte nos percentis mais baixos de temperaturas mínimas, e a associação nesses percentis foi mais forte do que a associação com mortalidade respiratória. Isto pode ser interpretado como uma associação mais forte entre mortalidade cardiovascular e frio extremo, em São Paulo. Para mortalidade respiratória, a associação com temperatura mínima também foi mais forte nos percentis mais baixos, e mais forte para Bogotá do que para São Paulo, embora menos significativa estatisticamente.

Os efeitos de maior RR de mortalidade respiratória, em temperaturas mínimas baixas, se mantiveram entre 1-30 dias de *lag*, nas duas cidades, e entre 1-25 dias de *lag* para a mortalidade cardiovascular em São Paulo, o qual concorda com o encontrado em pesquisas prévias. Em Bogotá o efeito de proteção do frio se manteve entre 0-30 dias de *lag*, o que foi um achado inusitado.

Para os modelos de amplitude térmica, os percentis altos estiveram mais associados com RR de morte respiratória nas duas cidades, mas em Bogotá o risco se prolonga mais do que em São Paulo. Para o caso da mortalidade respiratória o MMT foi muito baixo nas duas cidades

(percentil 4,8 e 14,3 para Bogotá e São Paulo respectivamente), enquanto que para a mortalidade cardiovascular, o MMT foi muito alto (percentis 90,5 e 95,2 para Bogotá e São Paulo, respectivamente), o que pode ser interpretado como um maior RR de mortalidade respiratória com amplitudes térmicas elevadas, e de mortalidade cardiovascular com amplitudes térmicas baixas.

Observando as gráficas de RR de morte e temperatura com efeitos dos *lags* somados, é possível ver que os IC95% são muito mais amplos para Bogotá do que para São Paulo, de maneira geral, o que pode ser reflexo das variáveis independentes usadas não conseguirem explicar a variabilidade das variáveis dependentes em Bogotá. Em São Paulo, os IC95% menos amplos podem significar que as variáveis independentes conseguem explicar a variabilidade das mortalidades estudadas.

Finalmente, observando os valores dos percentis dos MMTs (Tabela 7), é possível apreciar que os modelos de temperatura mínima são mais baixos em Bogotá do que em São Paulo, o que poderia ser interpretado como um efeito mais forte do frio em São Paulo, em comparação com Bogotá. Os MMT nas temperaturas máximas foram mais altos em Bogotá na mortalidade cardiovascular, enquanto o de mortalidade respiratória foi mais alto em São Paulo, o que se pode interpretar como um efeito mais forte do calor na mortalidade respiratória em Bogotá, e na mortalidade cardiovascular em São Paulo. Isto faz sentido se levamos em conta que a mortalidade respiratória tem uma associação mais forte com as concentrações de PM10 no ar, e Bogotá tem concentrações mais elevadas desse poluente. Para a amplitude térmica, São Paulo apresentou valores de percentis dos MMTs mais elevados que Bogotá, o que pode ter relação com uma maior sensibilidade a amplitudes térmicas elevadas dos idosos de Bogotá, em comparação com os idosos de São Paulo.

Limitações da pesquisa: Houve várias limitações metodológicas, por falta de tempo e/o habilidade técnica, que não se resolveram no presente estudo: os modelos usados podiam ter ficado mais acurados usando os Critérios de Informação de Akaike (AIC) para identificar a melhor combinação de graus de liberdade para os *lags* e para a temperatura; também podiam ser usados termos de interação nos modelos, como os usados por Gasparrini em sua pesquisa multi - país e multi – cidade, para levar em conta possíveis efeitos de autocorrelação. Entretanto, não está claro se seria o ideal em este tipo de estudo, já que na pesquisa comentada foi feita uma análise diferenciada para diferentes períodos de tempo; as matrizes

“crossbassis” de exposição-lag-resposta foram centradas no percentil 75, mas o ideal teria sido identificar os pontos de mortalidade mínima, para cada modelo, e centrar, de novo, as matrizes, de acordo com estes pontos.

7 CONCLUSÕES:

Os modelos de temperatura média de São Paulo foram coerentes com o encontrado em estudos prévios, em relação à forma da curva mortalidade – temperatura, a o MMT, e às associações morte respiratória – calor, morte cardiovascular – frio.

Em São Paulo, nos modelos de temperatura média foi encontrada uma associação mais forte entre o frio e a mortalidade cardiovascular, e entre o calor e a mortalidade respiratória. Em Bogotá, o calor foi fator protetor para a mortalidade por ambas causas.

Nos modelos de temperaturas máximas, a mortalidade respiratória apresentou uma associação mais forte com os percentis altos da temperatura nas duas cidades. Em outras palavras, o calor foi associado a mortalidade respiratória.

As temperaturas mínimas muito baixas parecem ter um efeito de proteção na mortalidade por causas cardiovasculares em idosos de Bogotá, mas têm um efeito contrário nos idosos de São Paulo.

O efeito da amplitude térmica na mortalidade de idosos em São Paulo é diferenciada para as duas causas de morte estudadas: teve um maior risco de morte cardiovascular a amplitudes baixas, e mortalidade por causa respiratória a amplitudes altas.

Os *lags* para um maior risco relativo de morte no calor foram de 0-5 dias, em São Paulo, e de 5-25 dias, em Bogotá. Os *lags* para o efeito do frio foram de 1-25 dias nas duas cidades, com exceção da mortalidade cardiovascular, em Bogotá, a qual teve um efeito de proteção no frio que também se manteve entre 1-30 dias de *lag*. O efeito de amplitudes térmicas elevadas na mortalidade respiratória e o efeito de amplitudes térmicas baixas na mortalidade cardiovascular se manteve entre 1 – 25 dias de *lag*.

Com exceção dos modelos de amplitude térmica, as curvas de RR de morte e temperatura para São Paulo tem, em geral, uma forma de “V”, coerente com o descrito pela literatura. Diferentemente, as curvas de Bogotá têm formas diversas, algumas em “V” e outras em “V” ou “J” invertidas, estas últimas nos modelos que usaram temperatura média com as duas mortalidades, e temperatura mínima com mortalidade cardiovascular, os quais são pouco

frequentes na literatura, embora tenham sido similares às curvas achadas em outra cidade com a mesma classificação climática Cfb de Köppen.

Os idosos em São Paulo são mais sensíveis ou vulneráveis a morrer por causas cardiovasculares por efeito do frio, e por causas respiratórias por efeito do calor, enquanto os idosos de Bogotá são mais vulneráveis a morrer por causas respiratórias por efeito do calor, e por causas cardiovasculares e respiratórias associadas com altas amplitudes térmicas diárias.

Os métodos estatísticos utilizados foram adequados para o estudo desenvolvido, porque permitiram analisar a relação entre a mortalidade, a temperatura e os lags de uma maneira não linear, e permitindo estimar as associações em diferentes percentis das temperaturas e diferentes lags ou dias de atraso. Além, as coincidências com estudos prévios na cidade de São Paulo, podem indicar que esses métodos utilizados foram corretos.

Esta investigação é a primeira da qual se tem conhecimento, em analisar por separado o efeito das diferentes temperaturas (mínima, máxima, média e amplitude térmica) na mortalidade cardiovascular e respiratória de São Paulo e Bogotá; esta análise de detalhes da associação entre diferentes maneiras de medir a temperatura do ar ambiente, a mortalidade e os lags, para as duas idades estudadas. Além disso, o achado do comportamento atípico das mortalidades e a temperatura média em Bogotá, e da mortalidade cardiovascular e a temperatura mínima na mesma cidade, levam a gerar mais questionamentos acerca da relação temperatura – mortalidade: pode o frio ser um fator protetor para causas específicas de mortalidade em algumas populações?, a temperatura média é adequada para estudar a relação temperatura – mortalidade em todos os casos?.

A comparação entre as duas cidades mostrou como o efeito da temperatura na mortalidade dos idosos é diferente entre as duas cidades, embora as duas tenham algumas semelhanças em termos do clima (ambas subtropicais), das características populacionais, socioeconômicas, e de saúde. Este achado reforça a conclusão de que sempre é mais adequado estudar a relação temperatura – mortalidade, e de maneira geral clima – saúde, para cada locação de maneira específica.

Num contexto de mudanças climáticas e aquecimento global no qual estamos vivendo atualmente, é de grande utilidade conhecer os efeitos da temperatura na saúde das populações, efeito que pode variar segundo as características climatológicas, populacionais, sociais e de

saúde de cada comunidade específica; este conhecimento pode ajudar a entender melhor a vulnerabilidade da população à temperatura, e também da instrumentos para construir políticas e estratégias dirigidas a diminuir essa vulnerabilidade e a mitigar os efeitos da temperatura e do aquecimento global na saúde. Os resultados de este estudo contribuem em essa direção: disponibilizam um conhecimento do efeito da temperatura na mortalidade dos idosos, o qual é um instrumento para a construção de políticas dirigidas a mitigar os efeitos do calor e do aquecimento global na saúde dos idosos. A disponibilização de estes resultados tem um valor agregado na Colômbia e América Latina com relação à sua baixa produção científica em comparação com outros lugares do mundo, a qual tem como consequência menos informação que possa servir para construir planos e estratégias contra as mudanças climáticas.

8 REFERÊNCIAS

1. IPCC. Climate Change 2014: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. [Core Writing Team, R.K. Pachauri and L.A. Meyer (eds.)]. Geneva, Switzerland: IPCC, 2014.
2. Climate Change 2007: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge (UK): Cambridge University Press, 2007.
3. NASA. NASA, NOAA Analyses Reveal Record-Shattering Global Warm Temperatures in 2015. 2016 [Available from: <http://www.nasa.gov/press-release/nasa-noaa-analyses-reveal-record-shattering-global-warm-temperatures-in-2015>].
4. Meinshausen M, Meinshausen N, Hare W, Raper SC, Frieler K, Knutti R, et al. Greenhouse-gas emission targets for limiting global warming to 2 degrees C. *Nature*. 2009;458(7242):1158-62.
5. National Oceanic and Aeronautical Agency. State of the Climate in 2011. Asheville, NC: NOAA, 2012.
6. Watts N, Adger WN, Agnolucci P, Blackstock J, Byass P, Cai W, et al. Health and climate change: policy responses to protect public health. *The Lancet*. 2015;386(10006):1861-914.
7. IPCC Working Group II. Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability. Chap 11: Human health: impacts, adaptation, and co-benefits. Intergovernmental Panel on Climate Change, 2014.
8. Ribeiro H, Regina Pesquero C, De Sousa Zanotti Stagliorio Coelho M. Clima Urbano e Saúde: uma revisão sistematizada da literatura recente. *Revista de Estudos Avançados da Universidade de São Paulo*. 2016; No prelo.
9. Nunes da Silva E, Ribeiro H, Santana P. Clima e saúde em contextos urbanos: uma revisão da literatura. *Biblio 3w: revista bibliográfica de geografia y ciencias sociales*. 2014;19.
10. Bennett CM, Dear KB, McMichael AJ. Shifts in the seasonal distribution of deaths in Australia, 1968-2007. *International journal of biometeorology*. 2013.
11. Miron IJ, Criado-Alvarez JJ, Diaz J, Linares C, Mayoral S, Montero JC. Time trends in minimum mortality temperatures in Castile-La Mancha (Central Spain): 1975-2003. *International journal of biometeorology*. 2008;52(4):291-9.
12. Davie GS, Baker MG, Hales S, Carlin JB. Trends and determinants of excess winter mortality in New Zealand: 1980 to 2000. *BMC public health*. 2007;7:263.
13. Honda Y, Kondo M, McGregor G, Kim H, Guo YL, Hijioka Y, et al. Heat-related mortality risk model for climate change impact projection. *Environmental health and preventive medicine*. 2014;19(1):56-63.
14. Braga ALF, Zanobetti A, Schwartz J. The effect of weather on respiratory and cardiovascular deaths in 12 U.S. cities. *Environmental health perspectives*. 2002;110(9):859-63.
15. McMichael AJ, Wilkinson P, Kovats RS, Pattenden S, Hajat S, Armstrong B, et al. International study of temperature, heat and urban mortality: the 'ISOTHURM' project. *Int J Epidemiol*. 2008;37(5):1121-31.
16. Gasparrini A, Guo Y, Hashizume M, Lavigne E, Zanobetti A, Schwartz J, et al. Mortality risk attributable to high and low ambient temperature: a multicountry observational study. *The Lancet*. 2015;386(9991):369-75.
17. Basu R. High ambient temperature and mortality: a review of epidemiologic studies from 2001 to 2008. *Environmental health : a global access science source*. 2009;8:40.
18. Vardoulakis S, Dear K, Hajat S, Heaviside C, Eggen B, McMichael AJ. Comparative assessment of the effects of climate change on heat- and cold-related mortality in the United Kingdom and Australia. *Environmental health perspectives*. 2014;122(12):1285-92.
19. Ma W, Chen R, Kan H. Temperature-related mortality in 17 large Chinese cities: how heat and cold affect mortality in China. *Environmental research*. 2014;134:127-33.

20. Analitis A, Katsouyanni K, Biggeri A, Baccini M, Forsberg B, Bisanti L, et al. Effects of cold weather on mortality: results from 15 European cities within the PHEWE project. *American journal of epidemiology*. 2008;168(12):1397-408.
21. Ebi KL, Mills D. Winter mortality in a warming climate: a reassessment. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*. 2013;4(3):203-12.
22. McMichael AJ, Wilkinson P, Kovats RS, Pattenden S, Hajat S, Armstrong B, et al. International study of temperature, heat and urban mortality: the 'ISOTHURM' project. *International Journal of Epidemiology*. 2008;37(5):1121-31.
23. Hajat S, Armstrong BG, Gouveia N, Wilkinson P. Mortality displacement of heat-related deaths: a comparison of Delhi, Sao Paulo, and London. *Epidemiology (Cambridge, Mass)*. 2005;16(5):613-20.
24. Gouveia N, Hajat S, Armstrong B. Socioeconomic differentials in the temperature-mortality relationship in São Paulo, Brazil. *International Journal of Epidemiology*. 2003;32(3):390-7.
25. Bell ML, O'Neill MS, Ranjit N, Borja-Aburto VH, Cifuentes LA, Gouveia NC. Vulnerability to heat-related mortality in Latin America: a case-crossover study in São Paulo, Brazil, Santiago, Chile and Mexico City, Mexico. *International Journal of Epidemiology*. 2008;37(4):796-804.
26. Pinheiro SdLLdA, Saldiva PHN, Schwartz J, Zanobetti A. Isolated and synergistic effects of PM10 and average temperature on cardiovascular and respiratory mortality. *Revista de Saúde Pública*. 2014;48:881-8.
27. Basu R, Samet JM. Relation between elevated ambient temperature and mortality: a review of the epidemiologic evidence. *Epidemiologic reviews*. 2002;24(2):190-202.
28. Kim H, Ha JS, Park J. High temperature, heat index, and mortality in 6 major cities in South Korea. *Archives of environmental & occupational health*. 2006;61(6):265-70.
29. Sung TI, Wu PC, Lung SC, Lin CY, Chen MJ, Su HJ. Relationship between heat index and mortality of 6 major cities in Taiwan. *The Science of the total environment*. 2013;442:275-81.
30. Rothfus L. The heat index equation (or more tah you ever wanted to know about heat index). Fort Worth, TX: National Weather Service Southern Region Technical Attachment, 1990.
31. Zeng WL, Ma WJ, Liu T, Lin HL, Luo Y, Xiao JP, et al. [What temperature index is the best predictor for the impact of temperature on mortality]. *Zhonghua yu fang yi xue za zhi [Chinese journal of preventive medicine]*. 2012;46(10):946-51.
32. Guo Y, Li S, Zhang Y, Armstrong B, Jaakkola JJ, Tong S, et al. Extremely cold and hot temperatures increase the risk of ischaemic heart disease mortality: epidemiological evidence from China. *Heart (British Cardiac Society)*. 2013;99(3):195-203.
33. Bi P, Parton KA, Wang J, Donald K. Temperature and direct effects on population health in Brisbane, 1986-1995. *Journal of environmental health*. 2008;70(8):48-53.
34. Hajat S, Vardoulakis S, Heaviside C, Eggen B. Climate change effects on human health: projections of temperature-related mortality for the UK during the 2020s, 2050s and 2080s. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2014.
35. Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. Distributed lag non-linear models. *Statistics in medicine*. 2010;29(21):2224-34.
36. Petkova EP, Gasparrini A, Kinney PL. Heat and mortality in New York City since the beginning of the 20th century. *Epidemiology (Cambridge, Mass)*. 2014;25(4):554-60.
37. Gasparrini A. Modeling exposure-lag-response associations with distributed lag non-linear models. *Statistics in medicine*. 2014;33(5):881-99.
38. Gasparrini A. Distributed Lag Linear and Non-Linear Models in R: The Package dlnm. 2011. 2011;43(8):20.
39. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Estimativas da população residente nos municípios brasileiros com data de referência em 1 de julho de 2013. [Available from: ftp://ftp.ibge.gov.br/Estimativas_de_Populacao/Estimativas_2013/estimativa_2013_dou.pdf.
40. De Sousa Zanotti Stagliório Coelho M. Uma análise estatística com vistas a previsibilidade de internações por doenças respiratórias em função de condições meteorológicas na cidade de São Paulo. São Paulo (Brasil): Universidade de São Paulo; 2007.

41. Estação Meteorológica do Instituto de Astronomia Geofísica e Ciências Atmosféricas da Universidade de São Paulo. Informações sobre as estações do ano na cidade de São Paulo [Available from: <http://www.estacao.iag.usp.br/seasons/index.php>].
42. Green J, Sánchez S. La calidad del aire en América Latina: una visión panorámica: Clean Air Institute; 2012. Available from: <http://www.cleanairinstitute.org/calidaddelaireamericalatina/cai-report-spanish.pdf>.
43. PRO-AIM, Programa de Aprimoramento das Informações de Mortalidade: Prefeitura de São Paulo; [22 de maio de 2014]. Available from: http://www.prefeitura.sp.gov.br/cidade/secretarias/saude/epidemiologia_e_informacao/mortalidade/.
44. United Nations Development Programme. Human Development Report 2015. New York, USA: United Nations, 2015.
45. United Nations Development Programme. Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil United Nations; 2013 [Available from: http://www.atlasbrasil.org.br/2013/en/o_atlas/o_atlas/].
46. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística IBGE. Cidades, Mapa de Pobreza e Desigualdade por Municípios IBGE; 2003 [Available from: <http://www.cidades.ibge.gov.br/xtras/temas.php?lang=&codmun=355030&idtema=19&search=sao-paulo%7C%7Csao-paulo%7Cmapa-de-pobreza-e-desigualdade-municipios-brasileiros-2003>].
47. Ministério da Saúde do Brasil. Índice de Gini da renda domiciliar per capita segundo Município 2010 [Available from: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibge/censo/cnv/ginisp.def>].
48. Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE. Proyecciones de población [Available from: <http://www.dane.gov.co/index.php/poblacion-y-demografia/proyecciones-de-poblacion>].
49. McKnight T, Hess D. Climate Zones and Types. Physical Geography: a Landscape Appreciation. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall; 2000.
50. Peel MC, Finlayson BL, McMahon TA. Updated world map of the Köppen-Geiger climate classification. Hydrol Earth Syst Sci. 2007;11(5):1633-44.
51. Instituto de Hidrología Meteorología y Estudios Ambientales IDEAM. Atlas Climatológico de Colombia [Available from: <http://institucional.ideam.gov.co/jsp/loader.jsf?lServicio=Publicaciones&lTipo=publicaciones&lFuncion=loadContenidoPublicacion&id=815>].
52. Estadísticas Vitales, Nacimientos y Defunciones [Internet]. DANE. [cited Noviembre de 2015]. Available from: <http://www.dane.gov.co/index.php/poblacion-y-demografia/nacimientos-y-defunciones>.
53. Desarrollo PdlNUpe. Informe Nacional de Desarrollo Humano 2011. Bogotá, Colombia: 2011.
54. Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE. Pobreza Monetaria y Multidimensional 2015 Bogotá, Colombia DANE; 2015 [Available from: <http://www.dane.gov.co/index.php/esp/estadisticas-sociales/pobreza/87-sociales/calidad-de-vida/6507-pobreza-monetaria-y-multidimensional-2015>].
55. Indicadores Básicos de Salud en Bogotá D.C. 2010. Bogotá D.C.: Secretaría de Salud de Bogotá; 2011. Available from: <http://www.saludcapital.gov.co/sitios/VigilanciaSaludPublica/TodoASIS/FolletoIndicadores.pdf>.
56. Departamento Administrativo Nacional de Estadística DANE. Metodología Estadísticas Vitales. Bogotá, Colombia: DANE; 2012. Available from: http://www.dane.gov.co/files/investigaciones/fichas/Estadisticas_vitales12.pdf.
57. Anderson BG, Bell ML. Weather-related mortality: how heat, cold, and heat waves affect mortality in the United States. Epidemiology (Cambridge, Mass). 2009;20(2):205-13.

58. Alessandrini ER, Faustini A, Chiusolo M, Stafoggia M, Gandini M, Demaria M, et al. [Air pollution and mortality in twenty-five Italian cities: results of the EpiAir2 Project]. *Epidemiologia e prevenzione*. 2013;37(4-5):220-9.
 59. Bhaskaran K, Gasparrini A, Hajat S, Smeeth L, Armstrong B. Time series regression studies in environmental epidemiology. *Int J Epidemiol*. 2013;42(4):1187-95.
 60. Lumley T, Diehr P, Emerson S, Chen L. The importance of the normality assumption in large public health data sets. *Annual review of public health*. 2002;23:151-69.
- 6-804.

9 ANEXOS:

9.1 ANEXO 1: EXTRAÇÃO E PROCESSAMENTO DOS DADOS

9.1.1 Saúde

A extração dos dados foi feita do site da TabNet, da Prefeitura de São Paulo (43). Para as causas de morte respiratórias: foi selecionada em linha: “Dia do Óbito”, em coluna: “Causa Cap CID-10: X. Doenças do aparelho respiratório”, e em conteúdo: “Óbitos Residentes MSP”. No ano foi selecionado “2013”, mês: “Janeiro”, e Faixa etária OMS: 65 e + anos. No final da página foram selecionadas as opções: “Exibir linhas zeradas”, e “texto pré-formatado”. Posteriormente foi dada a ordem de “mostra”, a qual levou a outro site com os dados, e foi selecionado “guardar como .csv”. Posteriormente, o mesmo procedimento foi adotado para todos os meses, salvando uma base de dados para cada mês do período de tempo em estudo. Para causas cardiovasculares o procedimento foi idêntico, mas selecionando “Causa Cap CID-9: IX. Doenças do aparelho cardiovascular”. No Anexo 2: Código de R para processamento dos dados de mortalidade é possível ver a maneira como foram juntadas as bases de dados mensais de mortalidade de São Paulo, numa única base de dados para o período de tempo completo, em forma de séries temporais.

Os dados de mortalidade de Bogotá foram obtidos em forma de bases de dados anuais, com dados individuais. Foi usado um código de R para ler essas bases de dados e construir uma base conjunta para o período de tempo 1998-2013, este código é visível no Anexo 2: Código de R para processamento dos dados de mortalidade. Posteriormente, foi construída uma tabela dinâmica em Excel com as variáveis: idade ≥ 65 anos, data do óbito (FECHA_DEF), códigos do estado (CODPTORE) e município (CODMUNRE) de residência, e código da causa básica de morte (C_BAS1); na tabela dinâmica se constroem os filtros: CODPTORE = 11, CODMUNRE = 1, C_BAS1 = J y ó I (letras J e I correspondentes com os códigos de doenças respiratórias e cardiovasculares respectivamente); FECHA_DEF na linha, em valores conta de FECHA_DEF. Em “ROWS/FECHA_DEF/value field settings/Layout & Print” pedir para que mostre dados faltantes ou nulos (NA). Com os resultados desta tabela dinâmica, se obtêm os dados agrupados para as duas variáveis de mortalidade, as quais são incluídas na base de dados em forma de séries temporais.

9.1.2 Meteorológicos

Do IAG-USP se receberam bases de dados em formato .xls anuais com os valores médios, máximos e mínimos diários de temperatura e umidade para o período de tempo 1998-2013. Estes dados foram incluídos manualmente na base de dados de análise de séries temporais.

Do IDEAM se recebeu uma base de dados em formato .xls com valores médios, máximos e mínimos diários de temperatura e umidade para o período de tempo 1979-2013. Estes dados foram incluídos manualmente na base de dados de análise de séries temporais.

9.1.3 Poluição do ar

Da CETESB foram recebidas médias gerais das médias diárias dos poluentes PM10 e O3 de cada estação da rede de estações do município de São Paulo, para o período de tempo 2002-2011. Estas médias vieram numa base formatada para análise de séries temporais, assim só foi necessário incluir manualmente os dados na base de dados da pesquisa. Este período de tempo, 2002-2011, foi mais curto comparado com as outras bases de dados de São Paulo, devido a isto, todas as análises da cidade foram realizadas para este período de tempo, pois assim estariam disponíveis todas as variáveis.

Da Secretaria de Ambiente de Bogotá foram recebidos dados horários para cada estação da rede da cidade para os poluentes PM10 e O3, do período 1998-2013. Foram construídos valores médios diários para cada estação, com base nos dados horários, e, posteriormente, foram construídas médias gerais da cidade para cada uma das variáveis.

A coerência dos dados foi testada na análise descritiva, por meio de análise de frequências e das linhas de tempo. As linhas dos poluentes de Bogotá mostraram inconsistências no período 1998-2001, por isso o período de tempo foi limitado para 2002-2013, o qual foi o período definitivo para Bogotá. Devido à perda de dados não ter sido superior a 7,4% e considerando que os instrumentos estatísticos têm ferramentas para lidar com valores nulos, não foi feita imputação de dados, levando-se em conta as limitações conhecidas das metodologias de imputação de dados.

9.2 ANEXO 2: CÓDIGO DE R PARA PROCESAMIENTO DOS DADOS DE MORTALIDADE

```
##### São Paulo

setwd("~/Desktop")

files_list <- list.files(path = "~/Desktop/num_mortes", full.names = T) # create directory with the list

dat2 <- data.frame() # create empty data frame

for(i in files_list) {dat2<- rbind(dat2, read.csv(i, sep=";", skip = 5, skipNul = T)[, c("Dia.do..bito", "Cap.09",
"Cap.10")])}

dat3 <- dat2[!(dat2$"Cap.09"==0 & dat2$"Cap.10"==0),] # delete rows with 0 in both variables

dat4 <- dat3[!(dat3$"Dia.do..bito"=="Total"),] # delete rows with "Total"

dat4$"Date" <- c(1996/01/01:2013/31/12)

dat4$"Date" <- as.Date(dat4$"Dia.do..bito", origin = "1996-01-01")

View(dat4)

plot(dat4$Cap.10)

write.csv(dat4, "~/Desktop/num_mortes.csv") # put date format in excel

##### Bogotá

library(foreign)

bd <- read.dbf("~/Desktop/Bases datos DANE/DEFUNCIONES_1979_2012/2012/defu2012.dbf")

View(bd)

bdc <- 1

bdc$EDAD <- bd$EDAD

bdc$FECHA_DEF <- bd$FECHA_DEF

bdc$CODPTORE <- bd$CODPTORE

bdc$CODMUNRE <- bd$CODMUNRE

bdc$C_BAS1 <- bd$C_BAS1

View(bdc)

write.table(bdc, file="~/Desktop/defu2012.csv", sep=";", row.names=FALSE) # work in excel
```

9.3 ANEXO 3: CÓDIGO DE R PARA ANÁLISE DESCRITIVA E ESTATÍSTICA

```
# Bog - SP

setwd("~/Google Drive/Artigo sp-bog/Bases de dados")

data <- read.delim("~/Google Drive/Artigo sp-bog/Bases de dados/data.txt")

data$doy <- as.Date(data$dia, format = "%d/%m/%Y") # formato de fecha, dia da serie

data$dow <- as.POSIXlt(data$doy)$wday # dia da semana

data$dow <- as.factor(data$dow)

data$time <- row.names(data) # variable tiempo

data$time <- as.numeric(data$time)

data$samp <- data$txmax - data$txmin # termic range

apply(data$samp, 2, function(x) {ifelse(x < 0, NA, x)}) # delete negative values

options(na.action="na.exclude")

data$dr_dcv <- data$dcv + data$dr # sum respiratory and cardiovascular

data <- data[1:8035,] # delete NA rows

str(data)

bog <- data[data$cidade == "bog",] # split in 2 databases

sp <- data[data$cidade == "sp",]

#####

# Descritivo

#####

library("descr")

library("pastecs")

stat.desc(bog[, "amp"])

variables <- list(bog$dcv_dr, bog$dcv, bog$dr, bog$samp, bog$txmin, bog$txmax, bog$txmed, bog$sumid, bog$so3,
bog$no2, bog$so2, bog$pm10)

for (i in variables) {

  sum <- summary(i)

  sd <- sd(i, na.rm = T)

  var <- var(i, na.rm=T)

  print(c(sum, sd, var))

}
```



```

(apply(bog, 2, function(x) sum(length(which(is.na(x)))) / 4383) * 100 # porcentaje NAs
(apply(sp, 2, function(x) sum(length(which(is.na(x)))) / 3652) * 100
hist(bog$dcdv, main="", xlab = "Mortes cardiovasculares", ylab="Frecuencias", col="gray", freq=T)
hist(bog$dr, main="", xlab = "Mortes respiratorias", ylab="Frecuencias", col="gray", freq=T)
hist(sp$dcdv, main="", xlab = "Mortes cardiovasculares", ylab="Frecuencias", col="gray", freq=T)
hist(sp$dr, main="", xlab = "Mortes respiratorias", ylab="Frecuencias", col="gray", freq=T)
qqnorm(bog$dcdv, main="", xlab="Quantiles teoricos", ylab="Quantiles da amostra")
qqline(bog$dcdv)
qqnorm(bog$dr, main="", xlab="Quantiles teoricos", ylab="Quantiles da amostra")
qqline(bog$dr)
qqnorm(sp$dcdv, main="", xlab="Quantiles teoricos", ylab="Quantiles da amostra")
qqline(sp$dcdv)
qqnorm(sp$dr, main="", xlab="Quantiles teoricos", ylab="Quantiles da amostra")
qqline(sp$dr)
# Linhas de tempo
plot(bog$doy, bog$dcdv, pch=20, col=grey(0.6), main="", ylab="No de mortes", xlab="")
abline(v=bog$doy[grep("-01-01",bog$doy)],col=grey(0.6),lty=2)
plot(bog$doy, bog$dr, pch=20, col=grey(0.6), main="", ylab="No de mortes", xlab="")
abline(v=bog$doy[grep("-01-01",bog$doy)],col=grey(0.6),lty=2)
plot(sp$doy, sp$dcdv, pch=20, col=grey(0.6), main="", ylab="No de mortes", xlab="")
abline(v=sp$doy[grep("-01-01",sp$doy)],col=grey(0.6),lty=2)
plot(sp$doy, sp$dr, pch=20, col=grey(0.6), main="", ylab="No de mortes", xlab="")
abline(v=sp$doy[grep("-01-01",sp$doy)],col=grey(0.6),lty=2)
plot(bog$doy,bog$tmed, type="l", ylim = c(-3,25), ylab="Grados Celsius", xlab="Time")
abline(v=bog$doy[grep("-01-01",bog$doy)],col=grey(0.6),lty=2)
lines(bog$doy,bog$tmax, col=2)
lines(bog$doy,bog$tmin, col=4)
legend('bottomright', c("Temp max","Temp media","Temp min"), lty=1, col=c('red', 'black', 'blue'), bty='n',
cex=.75)
plot(sp$doy,sp$tmed, type="l", ylim = c(0,36), ylab="Grados Celsius", xlab="Time")
abline(v=sp$doy[grep("-01-01",sp$doy)],col=grey(0.6),lty=2)
lines(sp$doy,sp$tmax, col=2)

```

```

lines(sp$doy,sp$tmin, col=4)

legend('bottomright', c("Temp max","Temp media","Temp min"), lty=1, col=c('red', 'black', 'blue'), bty='n',
cex=.75)

# Autocorrelation

dep_var <- list(bog$dr, sp$dr, bog$dcv, sp$dcv)

for (i in dep_var) {
  acf <- acf(i, type=c("correlation"), plot=F, lag.max=30, na.action=na.exclude)
  plot(acf, main="")
}

# Correlation matrix

round(cor(bog[,c(3:4,11:14,16:17,19:21)], use="complete.obs"),2) # no hay colinearidad entre las variables
round(cor(sp[,c(3:4,11:14,16:17,19:21)], use="complete.obs"),2) # no hay colinearidad entre las variables
#####

# DLNM Bogotá
#####

mort <- list(bog$dr, bog$dcv)

for (n in mort){

  temp <- list(bog$tmed, bog$tmax, bog$tmin, bog$amp)

  for (i in temp) {

    vk <- equalknots(i ,fun="bs",df=4,degree=2) # Specification of the exposure function, 2 equal points
or knots

    # Crossbasis:

    argvar <- list(fun="bs", knots=vk, degree = 3) # centrado en percentil 75

    bog.temp <- crossbasis(i, lag=30, # 30 dias para analizar o efeito do frio também

      argvar=argvar, arglag=list(knots=logknots(x=30,3))) # lag function. 30 dos graus de
liberdade, 3 porque é comum usar eles

    bog.umid <- crossbasis(bog$umid, lag=30, # 30 dias igual do que a temperatura, efeito conjunto

      argvar=list(fun="bs"), arglag=list(knots=logknots(30,3))) # usei função bs (B spline)

    bog.pm <- crossbasis(bog$pm10, lag=1, argvar=list(fun="lin",cen=0), arglag=list(fun="strata")) #
función linear centrada en 0

    bog.o3 <- crossbasis(bog$o3, lag=1, argvar=list(fun="lin",cen=0), arglag=list(fun="strata"))

```

```

formula <- n ~ bog.temp + bog.umid + bog.pm + bog.o3 + dow + ns(bog$doy,14*12)
model <- glm(formula, bog, family=quasipoisson, na.action="na.exclude") # modelo

predper <- quantile(i ,c(2.5,seq(5,95,5),97.5)/100,na.rm=T) # 100 percentils
pred <- crosspred(bog.temp, model, at=predper, cumul=TRUE) # crosspredictions

predper2 <- quantile(i ,c(2.5,10,25,50,75,90,97.5)/100,na.rm=T) # Compute percentils

cenind <- which.min(pred$allRRfit) # indicator of minimum mortality temperature
MMTp <- pred$predvar[cenind] # minimum mortality temperature of predicted values
MMT_per <- ecdf(pred$predvar)(MMTp) # MMT percentil

# Recenter models

bog.temp2 <- crossbasis(i, lag=30, argvar=list(fun="bs", knots=vk, degree=3, cen=quantile(i,
MMT_per, na.rm=T)),

                        arglag=list(knots=logknots(x=30,3))) # crossbasis recentered at MMT

formula2 <- n ~ bog.temp2 + bog.umid + bog.pm + bog.o3 + dow + ns(bog$doy,14*12)
model2 <- glm(formula2, bog, family=quasipoisson, na.action="na.exclude")
pred2 <- crosspred(bog.temp2, model2, at=predper2, cumul=TRUE)

#RR AT CHOSEN PERCENTILES AND 95%CI
RR <- pred2$allRRfit[as.character(predper2)]
IC<- cbind(pred2$allRRlow,pred2$allRRhigh)[as.character(predper2),]
RR_IC <- cbind(RR, IC)
print(RR_IC)

# Plots
plot(pred2, theta=240, phi=40, ltheta=-185, zlab="RR", xlab="Temperatura")
plot(pred2, "contour", xlab="Temperatura", ylab="Lag", key.title=title("RR"), zlim=c(0.94,1.07))
plot(pred2, "overall", ylab="RR", xlab="Temperatura", ylim=c(0,4), col="red")

```

```

    plot(bog$doy, residuals(model), xlab="Tempo", ylab="Residuos")
  }
}

#####

# DLNM SP

#####

mort <- list(sp$dr, sp$ddev)

for (n in mort) {
  temp <- list(sp$tmcd, sp$tmx, sp$tmn, sp$amp)

  for (i in temp) {
    vk <- equalknots(i, fun="bs", df=4, degree=2) # Specification of the exposure function, 2 equal points
    or knots

    # Crossbasis:

    argvar <- list(fun="bs", knots=vk, degree = 3, cen=quantile(i, 75/100, na.rm=T)) # centrado en
    percentil 75,

    sp.temp <- crossbasis(i, lag=30, # 30 dias para analisar o efeito do frio também

      argvar=argvar, arglag=list(knots=logknots(x=30,3))) # lag function. 30 dos graus de
    liberdade, 3 porque é comum usar eles

    sp.umid <- crossbasis(sp$umid, lag=30, # 30 dias igual do que a temperatura, efeito conjunto

      argvar=list(fun="bs"), arglag=list(knots=logknots(30,3))) # usei função bs (B spline)

    sp.pm <- crossbasis(sp$pm10, lag=1, argvar=list(fun="lin", cen=0), arglag=list(fun="strata")) #
    función linear centrada en 0

    sp.o3 <- crossbasis(sp$o3, lag=1, argvar=list(fun="lin", cen=0), arglag=list(fun="strata"))

    formula <- n ~ sp.temp + sp.umid + sp.pm + sp.o3 + dow + ns(sp$doy, 7*10)

    model <- glm(formula, sp, family=quasipoisson, na.action="na.exclude") # modelo

    predper <- quantile(i, c(2.5, seq(5, 95, 5), 97.5)/100, na.rm=T) # 100 percentils

    pred <- crosspred(sp.temp, model, at=predper, cumul=TRUE) # crosspredictions

    predper2 <- quantile(i, c(2.5, 10, 25, 50, 75, 90, 97.5)/100, na.rm=T) # Compute percentils

```

```

cenind <- which.min(pred$allRRfit) # indicator of minimum mortality temperature
MMTp <- pred$predvar[cenind] # minimum mortality temperature of predicted values
MMT_per <- ecdf(pred$predvar)(MMTp) # MMT percentil

# Recenter models

sp.temp2 <- crossbasis(i, lag=30, argvar=list(fun="bs", knots=vk, degree=3, cen=quantile(i,
MMT_per, na.rm=T)),
                      arglag=list(knots=logknots(x=30,3))) # crossbasis recentered at MMT

formula2 <- n ~ sp.temp2 + sp.umid + sp.pm + sp.o3 + dow + ns(sp$doy,7*10)
model2 <- glm(formula2, sp, family=quasipoisson, na.action="na.exclude")
pred2 <- crosspred(sp.temp2, model2, at=predper2, cumul=TRUE)

#RR AT CHOSEN PERCENTILES AND 95%CI
RR <- pred2$allRRfit[as.character(predper2)]
IC<- cbind(pred2$allRRlow,pred2$allRRhigh)[as.character(predper2),]
RR_IC <- cbind(RR, IC)
print(RR_IC)

# Plots

#plot(pred2, theta=240, phi=40, ltheta=-185, zlab="RR", xlab="Temperatura")
plot(pred2, "contour", xlab="Temperatura", ylab="Lag", key.title=title("RR"), zlim=c(0.94,1.07))
plot(pred2, "overall", ylab="RR", xlab="Temperatura", ylim=c(0,4), col="red")
#plot(sp$doy, residuals(model), xlab="Tempo", ylab="Residuos")

}

}

```

9.4 ANEXO 4: BASE DE DADOS:

Disponível em: https://drive.google.com/file/d/0B918E4361M_dVlo0NGsxUW5qeWs/view?usp=sharing