

上海市日平均气温对居民死亡数的滞后效应研究

张璟 刘学 阙海东

【摘要】 目的 了解上海市日均气温对居民每日非意外死亡、心血管疾病死亡和呼吸系统疾病死亡的关系。**方法** 根据上海市 2001 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日每日居民死亡资料和同期气象指标及大气污染指标,采用非线性分布滞后模型,在控制长期趋势、季节趋势和其他混杂因素后,研究日均气温与日非意外死亡数、心血管疾病死亡数和呼吸系统疾病死亡数之间的关系。**结果** 上海市日均气温对非意外死亡、心血管疾病死亡和呼吸系统疾病死亡效应曲线均为 J 形。冷效应具有延迟性,在滞后 1 d 开始出现,4 d 达到最高,持续 14 ~ 30 d。热效应表现为急性效应,以当天最高,持续 2 d,呈现出明显的收获效应。**结论** 高温和低温均是上海市居民每日死亡的危险因素,存在滞后效应,且低温效应的滞后时间长于高温。

【关键词】 气温;非意外死亡;心血管系统疾病;呼吸系统疾病;非线性分布滞后模型

Distributed lag effects in the relationship between daily mean temperature and mortality in Shanghai ZHANG Jing¹, LIU Xue¹, KAN Hai-dong^{1,2,3}. 1 School of Public Health and Key Laboratory of Public Health Safety of the Ministry of Education, Fudan University, Shanghai 200032, China; 2 Fudan Tyndall Center, Shanghai; 3 Key Laboratory of Climate and Health of Shanghai
Corresponding author: KAN Hai-dong, Email: haidongkan@gmail.com
This work was supported by grants from the Gong-Yi Program of China Ministry of Environmental Protection (No. 201209008), and the Open Funds of Key Laboratory of Climate and Health of Shanghai (No. QXJK201205).

【Abstract】 Objective To study the impact of daily mean temperature on mortality in Shanghai. **Methods** With data on daily mortality, meteorological and air pollution, we used a distributed lag nonlinear model (DLNM) to assess the effects of daily mean temperature on deaths (caused by non-accidental, cardiovascular and respiratory) adjusted for both secular, seasonal trends and other confounders. **Results** A J-shaped relationship was found consistently between daily mean temperature and non-accidental, cardiovascular and respiratory deaths in Shanghai. Cold effects were delayed by 1 day to 4 days and persisted for 14–30 days. Hot effects appeared acute and the highest at the first day, but lasted for 2 days and followed by mortality displacement. **Conclusion** In Shanghai, both cold and hot temperatures increased the risk of mortality with delayed effects. Cold effects seemed last longer than heat did.

【Key words】 Temperature; Non-accidental death; Cardiovascular disease; Respiratory disease; Distributed lag nonlinear model

全球气候变化是人类当前面临的许多环境健康危害因素中最重要的一个,而全球平均气温是反映气候变化的重要指标。2007 年联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)第四次评估报告预测

2090—2099 年较 1980—1999 年,全球平均气温将增加 1.8 ~ 4.0 °C^[1]。气温升高可使极端天气发生频率和强度出现加剧的趋势^[2]。大量流行病学研究显示,气温改变与人群非意外死亡有关^[3-5],不同国家/地区气温对人群死亡影响模式表现有差异性^[6]。应依据不同地区气温对健康影响的特点,建立区域性预防控制体系,应对和适应气候变化。为此本研究利用上海市 2001 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日气象参数、大气污染物和每日死亡数据,运用非线性分布滞后模型(distributed lag nonlinear model, DLNM)分析气温对居民非意外死亡、心血管疾病死亡和呼

DOI: 10.3760/cma.j.issn.0254-6450.2012.12.012

基金项目: 国家环保公益项目(201209008);上海市气象与健康重点实验室开放基金(QXJK201205)

作者单位: 200032 上海, 复旦大学公共卫生学院 公共卫生安全教育重点实验室(张璟、刘学、阙海东); 复旦大学丁铎尔中心(阙海东); 上海市气象与健康重点实验室(阙海东)

通信作者: 阙海东, Email: haidongkan@gmail.com

吸系统疾病死亡影响特点与规律。

资料与方法

1. 资料来源:

(1)居民死亡资料:依据上海市死因登记报告信息系统收集 2001 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日上海市居民日死亡资料,其中非意外死亡人数按国际疾病标准编码(2001 年 ICD-9 <800; 2002-2008 年 ICD-10: A00 ~ R99)进行统计。同时对心血管疾病(ICD-9: 390 ~ 459; ICD-10: I00 ~ I99)和呼吸系统疾病(ICD-9: 460 ~ 519; ICD-10: J00-J98)的死亡病例进行统计整理。资料由上海市疾病预防控制中心提供。

(2)大气污染物监测资料:依据上海市区 6 个(虹口、静安、卢湾、普陀、徐汇和杨浦区)大气污染物固定监测点的数据,计算同时期 PM₁₀、NO₂、SO₂、O₃ 的日均浓度(μg/m³)。资料由上海市环境检测中心提供。

(3)气象参数资料:由上海市气象局获得同时期日均气温和日均相对湿度。

2. 统计学分析:

(1)温度指标:选择日均气温进行冷、热温度效应分析。依据:①日均气温被认为是目前反映每日温度暴露的最佳指标,且在流行病学研究中使用最多^[7-9];②一些研究将日均气温与日最低气温、日最高气温、表观温度(apparent temperature, AT)、体感温度(perceived temperature, PT)、热指数(HI)等温度指标进行比较,发现日均气温是用来预测死亡效应较好的指标^[10,11]。

(2)DLNM 建模:根据气象参数、大气污染物指标对健康的影响建立回归模型。因每日死亡人数属于小概率事件,其分布近似泊松分布,将泊松回归模型与 DLNM 相结合分析日均温度对死亡的影响。其基本形式:

$$\log[E(Y_t)] = \alpha + \beta T_{t,l} + \sum_{i=1}^q v_i X_{it} + NS(\text{time}_t, df = 4) + NS(rh_t, df = 3) + \sum_{j=1}^m w_j (\text{strata}_{jt})$$

式中 Y_t 观察日 t 当天死亡人数; E(Y_t) 观察日 t 当天预期死亡人数; α 截距; T_{t,l} 由 DLNM 得到的滞后 l 天温度矩阵; β 为 T_{t,l} 温度矩阵的回归系数; l 滞后天数,最大滞后 30 d^[12]; X_{it} 对应变量产生线性影响的解释变量观察日 t 当天数值及大气污染物浓度等; v_i 回归模型中的解释变量系数; NS 自然立方样条函数

(natural cubic spline); time_t 观察日 t 对应的时间变量; rh_t 观察日 t 对应的日平均相对湿度; w_j 哑变量回归系数; strata_{jt} 对应变量产生影响的分层哑变量、星期哑变量、月份哑变量等,用于处理星期、月份效应等。

采用逐步法,结合赤池信息准则(Akaike information criterion, AIC)对解释变量进行取舍并确定自然立方样条函数和气温及滞后的自由度^[13,14], AIC 值越小,模型拟合越好,以此得到最佳模型,进行气温-死亡效应分析。根据 AIC 最小原则,确定 PM₁₀、NO₂、SO₂ 和 O₃ 均进入模型。参考相关文献^[15]及方程 AIC 值,确定时间变量和日均相对湿度变量的自由度分别为 4 和 3,气温和滞后的自由度分别为 4 和 5。

本研究采用 R2.12.1 软件进行统计分析,所有检验均采用双侧检验,以 P < 0.05 为差异有统计学意义。

结果

1. 资料统计描述:2001 年 1 月 1 日至 2008 年 12 月 31 日,观察日数为 2921 d,上海市日均非意外死亡 122.21 人,其中心血管疾病 46.87 人、呼吸系统疾病 13.67 人。同期大气污染物 PM₁₀、SO₂、NO₂ 和 O₃ 浓度日均值分别为 96.73、50.09、64.73 和 65.36 μg/m³。气温和相对湿度的日均值分别为 17.69 °C 和 71.37% (表 1)。

表 1 2001-2008 年上海市居民日死亡、每日大气污染物及气象指标 (n=2921)

指标	\bar{x}	±s	min	P ₂₅	P ₅₀	P ₇₅	max
日死亡人数							
非意外	122.21	23.05	51.00	105.00	118.00	136.00	201.00
心血管疾病	46.87	12.14	11.00	38.00	45.00	54.00	100.00
呼吸系统疾病	13.67	6.03	2.00	9.00	12.00	17.00	45.00
大气污染物日均值							
PM ₁₀ (μg/m ³)	96.73	57.80	11.50	55.17	82.60	121.20	566.83
SO ₂ (μg/m ³)	50.09	27.30	8.00	29.67	44.80	64.20	189.40
NO ₂ (μg/m ³)	64.73	24.17	12.80	48.40	61.33	77.83	253.67
O ₃ (μg/m ³)	65.36	37.63	5.25	37.56	58.00	85.71	251.25
气象指标							
日均气温(°C)	17.69	8.83	-3.10	10.20	18.53	25.08	34.10
日均相对湿度(%)	71.37	11.76	31.00	64.00	72.00	80.00	97.00

注: P₂₅、P₅₀、P₇₅ 分别为第 25、50、75 百分位数; min 为最小值; max 为最大值

2. 气象因素与大气污染物的相关性分析:气温、相对湿度与 4 种污染物浓度之间的相关性均有统计学意义 (P < 0.05), 气温与 PM₁₀、SO₂、NO₂ 之间呈负相关, r 值分别为 -0.194、-0.297、-0.378; 与 O₃ 之间呈

正相关, $r=0.463$; 相对湿度与 PM_{10} 、 SO_2 、 NO_2 和 O_3 的 r 值分别为 -0.318 、 -0.475 、 -0.225 和 -0.299 。说明随着气温升高, PM_{10} 、 SO_2 和 NO_2 浓度有降低趋势, O_3 浓度有升高趋势; 随着相对湿度升高, 4 种大气污染物浓度均相对降低。4 种大气污染物除 NO_2 和 O_3 浓度间无相关关系外, 其余两两之间均为正相关关系(表 2)。

表 2 上海市日均气象因素与日均大气污染物的 Pearson 相关系数

指标	气温	相对湿度	PM_{10}	SO_2	NO_2	O_3
气温	1.000	0.179*	-0.194*	-0.279*	-0.378*	0.463*
相对湿度		1.000	-0.318*	-0.475*	-0.225*	-0.299*
PM_{10}			1.000	0.637*	0.728*	0.165*
SO_2				1.000	0.702*	0.102*
NO_2					1.000	0.000
O_3						1.000

注: * $P < 0.05$

3. DLNM 拟合:

(1) 不同滞后时间日均气温对日死亡数的影响: 将 2001—2008 年日均气温与每日居民非意外、心血管疾病和呼吸系统疾病死亡数进行 DLNM 建模拟合, 最大滞后时间设定为 30 d, 观察每一个滞后日对每日居民非意外死亡和两种疾病死亡数的影响, 得到不同滞后气温效应的三维图(图 1)。由图 1 可见, 高温和低温均会引起死亡效应增强, 高温对每日居民非意外、心血管疾病和呼吸系统疾病死亡的影响主要是短期即时效应, 以死亡当天效应最强, 低温对死亡的效应在滞后 3~5 d 内最强, 随着滞后时间的延长, 高温和低温效应均逐渐下降。

(2) 滞后 30 d 日均气温对日死亡数的总效应: 由图 2 可见 2001—2008 年上海地区气温对死亡效应曲线为 J 形, 低温效应持续时间较长, 而高温热效应持续时间较短。非意外死亡、心血管疾病死亡和呼吸系统疾病死亡人群对冷热效应的气温拐点分别为 24.7、26.7 和 23.0 °C。

(3) 3 °C 和 30 °C 不同滞后对死亡的效应: 以上海市 2001—2008 年日均气温的 $P_{3(3\text{ °C})}$ 和 $P_{30(30\text{ °C})}$ 作为低温效应和热效应的温度截点, 绘制 30 d 滞后曲线图(图 3)。低温对非意外、心血管疾病和呼吸系统疾病死亡的效应在滞后 1 d 开始出现, 约 4 d 达最高后开始下降, 对非意外和心血管疾病死亡的滞后效应在 14~20 d 达到最低, 对呼吸系统疾病死亡滞后时间最长。在滞后第 4 天低温对心血管疾病死亡的效应最强, 其次是非意外和呼吸系统疾病死亡。由图 3 可见, 高温对死亡的效应以当天最高,

约 2 d 后下降, 呈现明显的收获效应。高温对当天呼吸系统疾病死亡的效应最强, 其次是非意外死亡, 对心血管疾病死亡效应最低。

(4) 不同滞后冷、热对 3 种死亡的累积效应: 根据 DLNM 得到不同滞后冷、热效应对非意外、心血管疾病及呼吸系统疾病死亡的累积效应(表 3)。0~21 d 滞后低温对非意外和心血管疾病死亡的效应最强, 分别为气温每降低 1 °C 死亡数增加 2.00% 和 2.75%。呼吸系统疾病死亡在 0~30 d 滞后最大, 温度每降低 1 °C 死亡数增加 2.65%。3 种死亡的热效应均在 0~2 d 滞后最高, 温度每升高 1 °C, 非意外死亡增加 1.64%, 心血管疾病死亡增加 2.04%, 呼吸系统疾病死亡增加 2.00%。

表 3 不同滞后冷、热对 3 种死亡的累积效应

效应	滞后 (d)	温度每升高或降低 1 °C 死亡增加百分数(% , 95%CI)		
		非意外	心血管疾病	呼吸系统疾病
冷效应	0~2	0.45(-0.01, 0.92)	0.49(-0.07, 1.05)	0.39(-0.26, 1.04)
	0~7	1.71(1.40, 2.02)*	2.22(1.83, 2.61)*	0.93(0.16, 1.70)*
	0~14	1.94(1.63, 2.25)*	2.49(2.06, 2.92)*	1.63(0.77, 2.49)*
	0~21	2.00(1.66, 2.33)*	2.75(2.27, 3.23)*	1.99(1.04, 2.93)*
	0~30	1.85(1.48, 2.22)*	2.66(2.14, 3.18)*	2.65(1.67, 3.64)*
热效应	0~2	1.64(1.26, 2.01)*	2.04(1.48, 2.61)*	2.00(1.00, 2.99)*
	0~7	0.10(-0.79, 1.00)	1.65(0.32, 2.98)*	0.81(-0.47, 2.10)
	0~14	-2.31(-4.65, 0.03)	-1.96(-5.73, 1.82)	0.22(-1.54, 1.97)
	0~21	-0.67(-3.16, 1.82)	-3.06(-8.05, 1.93)	1.38(-2.07, 4.84)
	0~30	0.12(-3.98, 4.22)	2.11(-5.66, 9.88)	1.56(-4.25, 7.38)

注: * $P < 0.05$; 非意外、心血管疾病、呼吸系统疾病死亡的温度界值分别为 24.7、26.7 和 23.0 °C

讨 论

大量研究显示, 极端气温可导致大量超额死亡, 尤其是在热浪和冬寒期间^[7, 16, 17]。研究也表明, 气温不仅与当天的死亡, 更与之后的数天甚至数十天的死亡有关^[18, 19]。近年来, 国内外学者多采用分布滞后模型(distributed lag model, DLM)对气温不同滞后效应进行分析, 但 DLM 并不能准确描述不同滞后气温对死亡的作用^[12]。DLNM 是新近发展的一种用于分析不同滞后气温对死亡非线性作用的方法, 可将气温的非线性作用和不同滞后的效应结合, 以三维图形直观反映不同滞后中气温对死亡的作用^[20]。

本研究得出以下结论。

1. 气温对死亡的影响: 近来的研究均关注并量化气温与死亡的关系。气温-死亡率曲线形状多呈 U、V 和 J 形。对斯波坎、匹兹堡、底特律的研究结果显示, 当滞后设定为零时, 热效应和冷效应相差不

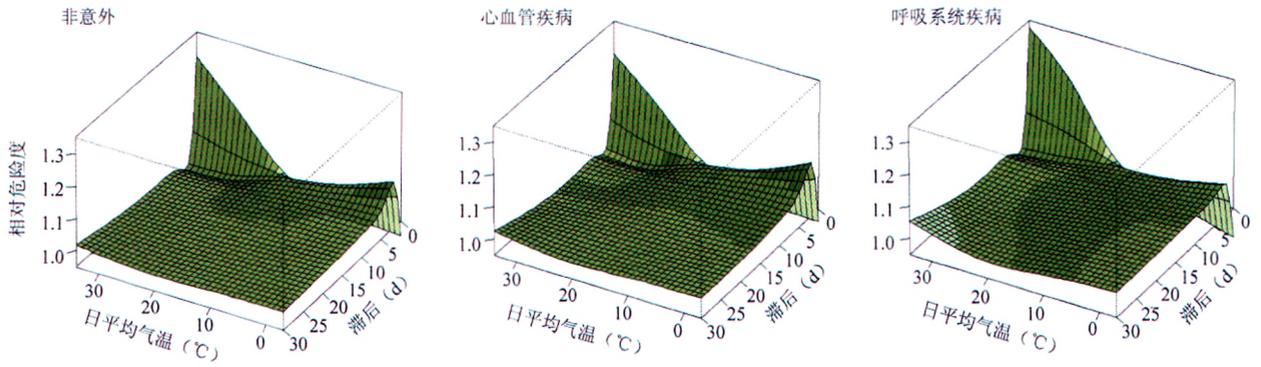
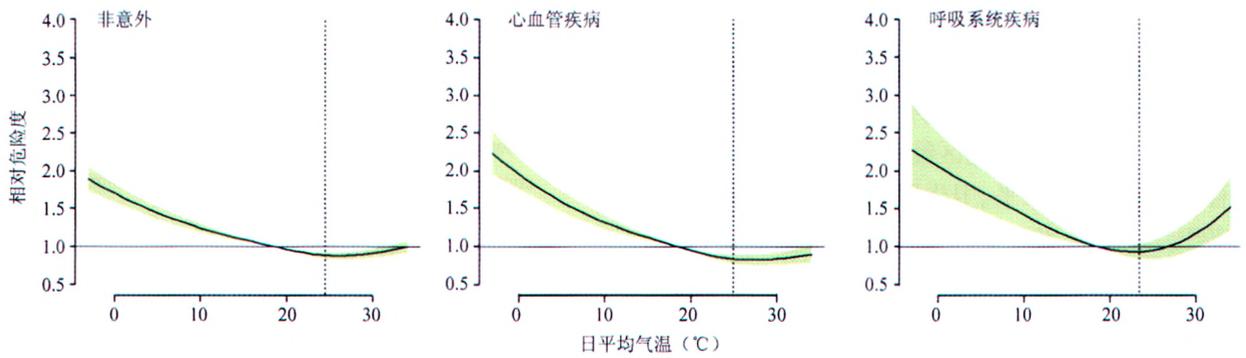
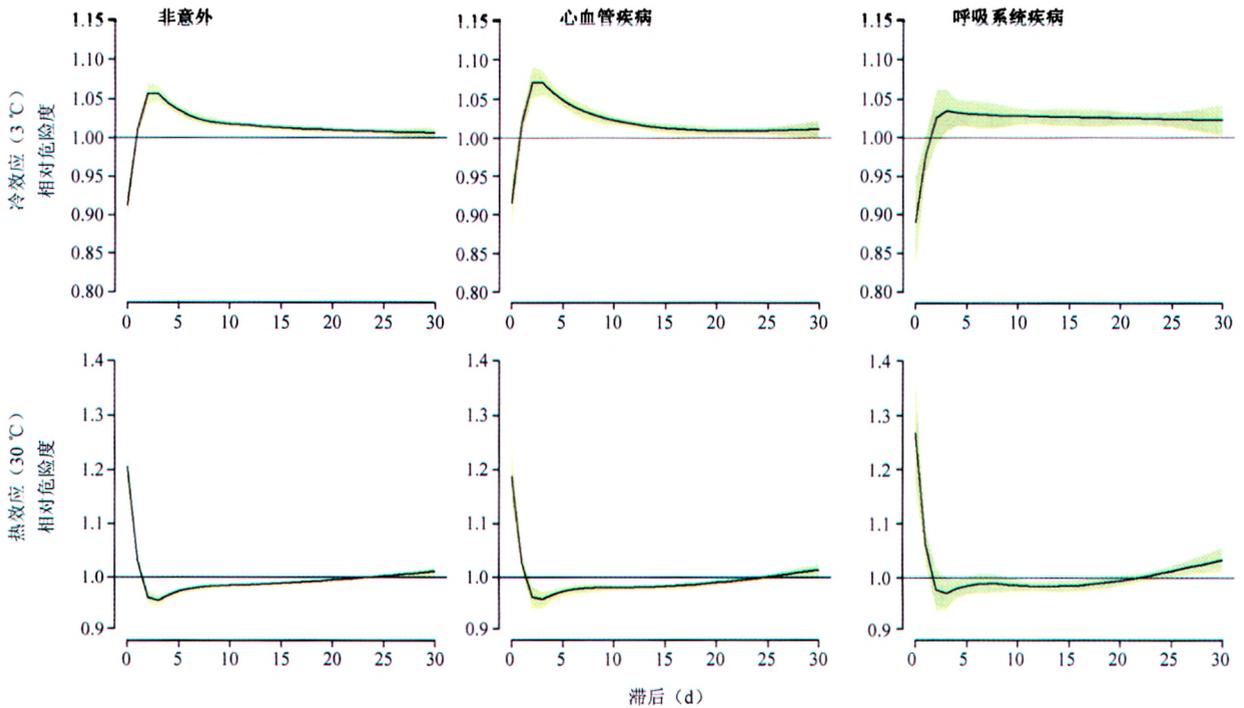


图1 不同滞后时间日均气温对日死亡数影响的三维图



注:黑线为相对危险度(RR)均值,阴影为RR值95%CI

图2 滞后30 d日均气温对日死亡数的总效应



注:同图2

图3 3 °C和30 °C不同滞后对死亡的效应

大,气温-死亡率曲线呈现U形^[21]。在寒冷地带,J形气温-死亡率曲线较为典型^[3]。而在孟加拉国的农村地区,由于观察不到显著的热效应,气温-死亡率曲线呈现J形^[22]。当冷效应和热效应都比较显著时,温度曲线即被分为两部分,此时气温-死亡率曲线通常呈现V形。

本研究采用DLNM模型发现上海地区日均气温-死亡曲线呈J形,显示低温和高温均与超额死亡密切相关,每日非意外、心血管疾病和呼吸系统疾病死亡风险最低点的日均气温温度点分别为24.7℃、26.7℃和23.0℃,且低温效应较高温效应作用时间长。Guo等^[23]报告天津地区日均气温-死亡曲线呈U形;杨军等^[24]发现广州地区气温-死亡曲线呈V、U形。上述研究结果与气温对死亡的影响具有区域特异性的观点一致^[25],气温对死亡的作用模式随着纬度改变而不同^[26],还与地区经济发展状况、人口老龄化程度、空气污染水平、卫生服务可及程度等因素有关^[27,28]。应结合当地实际情况和人群疾病谱,提出有效的防控策略。

2. 气温滞后对死亡的影响:研究证明对大部分地区,热效应短暂而显著,常伴随收获效应,冷效应延续时间较长,有明显的滞后效应^[29-32]。Anderson和Bell^[7]利用美国107个社区14年的数据进行量化分析,结果显著的热效应出现在当天或滞后1d,而显著的冷效应出现在滞后0~25d。Martin等^[33]综合加拿大15个城市的数据,认为显著的热效应大约出现滞后零天至1周,冷效应可持续至滞后2~3周。当滞后被设定为更长时间,不同地区即表现出明显的差别。Kim等^[11]的研究指出,滞后约30d其累积效应更具“地区代表性”。总之,不同地区观测到的气温对死亡影响所呈现出冷、热效应有很大差异。

本研究将气温对死亡效应的滞后分析时间延长为0~30d,发现低温导致的超额死亡往往从暴露后1d开始升高,4d达到最高后开始下降,持续时间较长。许多研究采用0~7d作为滞后分析时间,易低估低温的效应。国内外研究发现寒冷条件下,心血管系统和呼吸系统更易受到影响,最具关联效应的指标是日均气温^[34]。本研究发现寒冷对非意外和心血管疾病死亡效应在0~21d滞后最强,由于低温使外周血管收缩导致血压升高,并增加血液粘稠度,从而对心血管系统产生不良影响^[35]。对呼吸系统疾病死亡效应在0~30d滞后最强,是因气温骤冷增加人群在室内的聚集,易造成呼吸系统交叉感染和增加

反复感染的机会,由于其病程较长,以死亡作为观察终点,则需要有较长的滞后期^[36]。高温对非意外、心血管疾病和呼吸系统疾病的超额死亡均有明显的“收获效应”^[37,38],为持续时间较短的急性效应,在暴露当天最高,约2d后下降,极端高温可增加敏感人群的死亡风险^[39]。

综上所述,2001—2008年上海市日均气温变化影响每日居民非意外、心血管疾病和呼吸系统疾病死亡人数;高温存在1~2d的滞后期,低温对非意外和心血管疾病死亡的滞后期为14~21d,对呼吸系统疾病死亡的滞后期>30d。因此气温骤变时,应根据温度变化的特点制订相应的防控措施,以减少其导致的健康危害。

参 考 文 献

- [1] Solomon S. 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 Univ Pr, 2007.
- [2] Pachauri RK. Climate Change 2007: Synthesis Report. Contribution of Working Groups I, II and III to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, Vol. 446: IPCC, 2007.
- [3] El-Zein A, Tewfel-Salem M, Nehme G. A time-series analysis of mortality and air temperature in Greater Beirut. *Sci Total Environ*, 2004, 330: 71-80.
- [4] Zanobetti A, Schwartz J. Temperature and mortality in nine US cities. *Epidemiology*, 2008, 19: 563-570.
- [5] Pattenden S, Nikiforov B, Armstrong BG. Mortality and temperature in Sofia and London. *J Epidemiol Community Health*, 2003, 57: 628-633.
- [6] Hajat S, Kosatky T. Heat-related mortality: a review and exploration of heterogeneity. *J Epidemiol Community Health*, 2010, 64: 753-760.
- [7] Anderson BG, Bell ML. Weather-related mortality: how heat, cold, and heat waves affect mortality in the United States. *Epidemiology*, 2009, 20: 205-213.
- [8] Hajat S, Haines A. Associations of cold temperatures with GP consultations for respiratory and cardiovascular disease amongst the elderly in London. *Int J Epidemiol*, 2002, 31: 825-830.
- [9] Kim H, Ha JS, Park J. High temperature, heat index, and mortality in 6 major cities in South Korea. *Arch Environ Occup Health*, 2006, 61: 265-270.
- [10] Yu W, Vaneckova P, Mengersen K, et al. Is the association between temperature and mortality modified by age, gender and socio-economic status? *Sci Total Environ*, 2010, 408: 3513-3518.
- [11] Kim YM, Kim S, Cheong HK, et al. Comparison of temperature indexes for the impact assessment of heat stress on heat-related mortality. *Environ Health Toxicol*, 2011, 26: e2011009.

- [12] Ha J, Shin Y, Kim H. Distributed lag effects in the relationship between temperature and mortality in three major cities in South Korea. *Sci Total Environ*, 2011, 409: 3274–3280.
- [13] Wood SN, Augustin NH. GAMs with integrated model selection using penalized regression splines and applications to environmental modelling. *Ecol Model*, 2002, 157: 157–177.
- [14] Peng RD, Dominici F, Louis TA. Model choice in time series studies of air pollution and mortality. *J Royal Stat Soc: Series A (Statistics in Society)*, 2006, 169: 179–203.
- [15] Huang C, Barnett AG, Wang X, et al. The impact of temperature on years of life lost in Brisbane, Australia. *Nature Climate Change* [published online, 2012-01-15]
- [16] Basu R, Malig B. High ambient temperature and mortality in California: exploring the roles of age, disease, and mortality displacement. *Environ Res*, 2011, 111: 1286–1292.
- [17] Montero JC, Miron IJ, Criado-Alvarez JJ, et al. Mortality from cold waves in Castile—La Mancha, Spain. *Sci Total Environ*, 2010, 408: 5768–5774.
- [18] Kolb S, Radon K, Valois MF, et al. The short-term influence of weather on daily mortality in congestive heart failure. *Arch Environ Occup Health*, 2007, 62: 169–176.
- [19] Lin YK, Ho TJ, Wang YC. Mortality risk associated with temperature and prolonged temperature extremes in elderly populations in Taiwan. *Environ Res*, 2011, 111: 1156–1163.
- [20] Gasparrini A, Armstrong B, Kenward MG. Distributed lag non-linear models. *Stat Med*, 2010, 29: 2224–2234.
- [21] Braga AL, Zanobetti A, Schwartz J. The time course of weather-related deaths. *Epidemiology*, 2001, 12: 662–667.
- [22] Hashizume M, Wagatsuma Y, Hayashi T, et al. The effect of temperature on mortality in rural Bangladesh—a population-based time-series study. *Int J Epidemiol*, 2009, 38: 1689–1697.
- [23] Guo Y, Barnett AG, Pan X, et al. The impact of temperature on mortality in Tianjin, China: a case-crossover design with a distributed lag nonlinear model. *Environ Health Perspect*, 2011, 119: 1719–1725.
- [24] Yang J, Ou CQ, Ding Y, et al. Association between daily temperature and mortality in Guangzhou: a time-series study. *J Environ Health*, 2012, 29(2): 136–138. (in Chinese)
杨军, 耿春泉, 丁研, 等. 广州市逐日死亡人数与气温关系的时间序列研究. *环境与健康杂志*, 2012, 29(2): 136–138.
- [25] Curriero FC, Heiner KS, Samet JM, et al. Temperature and mortality in 11 cities of the eastern United States. *Am J Epidemiol*, 2002, 155: 80–87.
- [26] Hajat S, Kovats RS, Lachowycz K. Heat-related and cold-related deaths in England and Wales: who is at risk? *Occup Environ Med*, 2007, 64: 93–100.
- [27] Wilkinson P, Pattenden S, Armstrong B, et al. Vulnerability to winter mortality in elderly people in Britain: population based study. *BMJ*, 2004, 329: 647.
- [28] Healy JD. Excess winter mortality in Europe: a cross country analysis identifying key risk factors. *J Epidemiol Community Health*, 2003, 57: 784–789.
- [29] Yu W, Mengersen K, Hu W, et al. Assessing the relationship between global warming and mortality: lag effects of temperature fluctuations by age and mortality categories. *Environ Pollut*, 2011, 159: 1789–1793.
- [30] Gomez-Acebo I, Dierssen-Sotos T, Llorca J. Effect of cold temperatures on mortality in Cantabria (Northern Spain): a case-crossover study. *Public Health*, 2010, 124: 398–403.
- [31] Yu W, Guo Y, Ye X, et al. The effect of various temperature indicators on different mortality categories in a subtropical city of Brisbane, Australia. *Sci Total Environ*, 2011, 409: 3431–3437.
- [32] Guo Y, Punnasiri K, Tong S. Effects of temperature on mortality in Chiang Mai city, Thailand: a time series study. *Environ Health*, 2012, 11: 36.
- [33] Martin SL, Cakmak S, Hebborn CA, et al. Climate change and future temperature-related mortality in 15 Canadian cities. *Int J Biometeorol*, 2012, 56(4): 506–519.
- [34] Ha J, Yoon J, Kim H. Relationship between winter temperature and mortality in Seoul, South Korea, from 1994 to 2006. *Sci Total Environ*, 2009, 407: 2158–2164.
- [35] Analitis A, Katsouyanni K, Biggeri A, et al. Effects of cold weather on mortality: results from 15 European cities within the PHEWE project. *Am J Epidemiol*, 2008, 168: 1397–1408.
- [36] Carder M, McNamee R, Beverland I, et al. The lagged effect of cold temperature and wind chill on cardiorespiratory mortality in Scotland. *Occup Environ Med*, 2005, 62: 702–710.
- [37] Green RS, Basu R, Malig B, et al. The effect of temperature on hospital admissions in nine California counties. *Int J Public Health*, 2010, 55: 113–121.
- [38] Lin S, Luo M, Walker RJ, et al. Extreme high temperatures and hospital admissions for respiratory and cardiovascular diseases. *Epidemiology*, 2009, 20: 738.
- [39] Li YH, Yang NN, Liu YC, et al. Impacts of high temperature on death in Wuhan. *J Environ Health*, 2012, 29(4): 303–305. (in Chinese)
李永红, 杨念念, 刘迎春, 等. 高温对武汉市居民死亡的影响. *环境与健康杂志*, 2012, 29(4): 303–305.

(收稿日期: 2012-06-20)

(本文编辑: 张林东)