

## 하절기 기온상승으로 인한 사망의 기여부담 변화

하종식<sup>†</sup>

한국환경정책평가연구원

### Changes in the Attributable Burden of High Temperatures on Deaths

Jongsik Ha<sup>†</sup>

*Korea Environment Institute, 613-2 Bulgwang-dong Eunpyeong-gu, Seoul 122-706, South Korea*

#### ABSTRACT

**Objectives:** Due to global warming resulting from climate change, there has been increasing interest in the relationship between temperature and mortality. These temperature-related deaths depend on diverse conditions related to a given place and person, as well as on time. This study examined changes in the impact of high temperatures on death in summer, using the effect and burden of elevated temperatures on deaths in Seoul and Daegu.

**Methods:** A Poisson regression model was used to estimate short-term temperature effects on mortality. Temperature-related risks were divided into three time periods of equal length (1996-2000, 2001-2005, and 2006-2010). In addition, in order to compare the impact of high temperatures on deaths, this study calculated the proportion of attributable deaths to population, which simultaneously considers the threshold and the slope above the threshold.

**Results:** The effect and burden of high temperatures on deaths is high in Daegu. However, the impact (i.e. the effect and burden) of elevated summer temperatures on deaths has declined over the past 15 years. Sensitivity analyses using alternative thresholds show the robustness of these findings.

**Conclusion:** This study suggests that the attributable burden of high temperatures on deaths to be more plausible than relative risk or threshold for comparing the health impact of high temperatures across populations. Moreover, these results contain important implications for the development or the adjustment of present and future strategies and policies for controlling the temperature-related health burden on populations.

**Keywords:** attributable burden; death; high temperature

#### I. 서 론

하절기 급격한 기온상승은 사망률을 증가시킨다.<sup>1-5)</sup> 이러한 부정적 건강영향은 기후변화(climate change), 열섬효과(heat island effect), 그리고 인구구조 변화(demographic trends)로 인해 더 큰 심각성을 가진다.<sup>6)</sup> 특히 기후변화로 인한 지구온난화는 기온-사망 관련성 크기 및 경향의 지역별 특이성과 관련하여 지역 사회의 공중보건학적 관심을 높이고 있다.<sup>7-9)</sup>

한편, 기후변화로 인한 건강영향 정도는 노출(exposure), 민감도(sensitivity), 그리고 적응능력(adaptive capacity)에 의해서 결정된다.<sup>10)</sup> 노출과 민감도는 기후변화로 인한 건강영향의 잠재적 영향(potential impact)을 결정하는 두 개의 요인이며, 적응능력은 이러한 잠재적 영향을 실제 영향(actual impact)으로 결정하는 요인이다. 결과적으로 기후변화로 인한 건강영향은 이러한 세 개의 요인 및 그들 요인의 통합에 의해 결정된다.<sup>11-16)</sup> 하절기 기온상

<sup>†</sup>Corresponding author: Korea Environment Institute, 613-2 Bulgwang-dong Eunpyeong-gu, Seoul 122-706, South Korea, E-mail: jsha@kei.re.kr

Received: 8 August 2012, Revised: 10 October 2012, Accepted: 6 November 2012

승으로 인한 사망영향에서도 동일하게 적용될 수 있는데, Davis 등은 1964년부터 1998년까지의 미국 28개 하절기 사망의 감소는 주로 적응전략의 변화에 기인하고 있음을 보고했다.<sup>17,18)</sup> 또한 미국 노스캐롤라이나, 핀란드 남부, 잉글랜드 남동부를 대상으로 한 연구는 기온상승으로 인한 사망영향의 감소가 가장 더운 지역인 미국 노스캐롤라이나에서 나타나고 있음을 보고했다.<sup>12)</sup> 즉 하절기 기온상승으로 인한 사망영향은 주어진 장소(place) 및 인구(person)뿐만 아니라 시간(time)에 따라서도 다르게 나타날 수 있다.

기온상승으로 인한 건강영향 평가에 있어 다양한 연구디자인이 활용되어졌는데, 가장 많이 활용된 방법은 시계열연구(time-series study)이다.<sup>19-22)</sup> 시계열 연구는 건강수준의 시간적인 변화(장기적 변화 및 계절적 변화)와 대기오염수준 등을 통제하고 단기적 위험요인의 변화에 따른 건강수준의 변화를 평가하는데 유용하다. 시계열연구를 통한 하절기 기온-사망 관련성은 일반적으로 U자 또는 J자 형태를 보이는데, 이러한 관련성은 기온상승으로 인해 사망 발생이 나타나기 시작하는 임계온도(threshold temperature) 및 임계온도 이상에서의 기온효과에 지역별 차이를 가진다.<sup>2,22-24)</sup> 따라서 지역별 기온-사망 관련성 평가는 기온상승으로 인한 사망발생 임계온도의 비교뿐만 아니라 임계온도 이상에서의 기온기에 대한 비교를 동시에 요구한다.

이전의 많은 연구들은 대한민국의 대도시를 포함하여 전 세계적으로 지역별 기온-사망 관련성 정도를 비교, 평가했다.<sup>23,25-30)</sup> 하지만 이들 연구들은 기온-사망 관련성을 임계온도의 평가 또는 임계온도 이상에서의 기온기 평가로서 각각 구분하여 평가했다. 더불어 기온상승으로 인한 사망영향은 시간의 변화에 따라 변화할 수 있는데 이에 대한 평가는 전무하다. 사실상 기온상승으로 인한 사망영향은 노출(exposure), 민감도(sensitivity) 그리고 적응능력(adaptation capacity)의 변화에 따라 명확히 평가함으로써 가능하며, 이에 근거하여 기존 공중보건중재 전략의 수정 또는 보완이 이어질 수 있다.

본 연구의 목표는 서울 및 대구에서 기온상승으로 인한 사망영향을 평가함에 있어 임계온도 및 임계온도 이상에서의 관련성을 기여부담(attributable burden)이라는 단일지표로 산출하여 과거부터 현재까지의 기온상승으로 인한 사망영향 변화를 평가하는 것이다.

## II. 연구대상 및 방법

### 1. 연구범위

본 연구는 서울과 대구를 대상으로 하였다. 이전에 수행한 연구에서 서울과 대구는 하절기 기온상승으로 인한 사망영향이 가장 명확히 나타나는 지역이었다.<sup>29,31)</sup> 이 연구는 1996년부터 2010년까지 15년을 분석했으며 하절기를 6월 1일부터 8월 31일까지로 정의했다. 분석 대상의 인구집단은 전체 연령 집단과 65세 이상 연령 집단으로 구분했으며, 사망영향은 전체원인(International Classification of Disease, 10th Revision(ICD-10), codes A00-U99) 사망만을 고려했다.

### 2. 기상 및 사망 자료

본 연구는 1996년부터 2010년까지 3시간마다 측정된 대기 중 기온과 상대습도 자료를 기상청(Korea Meteorological Administration)으로부터 획득했다. 일별평균기온과 일별평균상대습도는 서울 및 대구의 대표 기상대 각각에서 측정한 매 3시간 측정 자료를 평균화하여 계산했다. 이들 지역의 대표 기상대는 연구대상 기간 동안에 특별한 이동이 없었으며, 1996년부터 2010년까지 자료의 결측값(missing values)은 존재하지 않았다. 이 연구는 일별 기온노출 대푯값으로 당일의 일별평균기온을 사용했는데, Barnett 등은 일별 기온 노출값으로 일별평균기온, 일별최고기온, 일별최저기온, 일별평균체감기온(apparent temperature), 그리고 불쾌지수(humidex) 등에 대해 특정 기온 지표가 다른 기온 지표보다 더 낫은 것은 아니라고 보고했다.<sup>32)</sup> 또한 대한민국 대도시를 대상으로 수행된 Kim 등의 연구는 일별 기온 노출 대푯값으로 당일 또는 하루 전 기온노출에 큰 차이가 없음을 보고했다.<sup>29)</sup>

본 연구는 서울 및 대구의 1996년부터 2010년까지 모든 사망자에 대한 자료를 통계청(Korean National Statistical Office)로부터 획득하였다. 이들 사망자 자료에서 사망 당시 분석대상 지역의 거주지에 거주하지 않은 사망자 및 사망원인이 사고사(ICD-10 codes V00-Y99)인 경우는 제외했다. 최종적으로 일별 기온노출로 인한 일별 건강영향으로서 일별사망자수를 사망 당시의 전체 연령 및 65세 이상 연령으로 구분하여 평가했다.

### 3. 통계적 분석 방법

일별평균기온 노출로 인한 일별사망자수와와의 관련성을 평가하기 위해 비선형 포아송회귀모형(Nonlinear Poisson regression model)을 사용했으며, 비선형에 대한 평활함수로 자연 3차 스플라인(Natural Cubic Spline; 이하 NCS)을 활용했다. 기온상승으로 인한 사망영향의 변화를 평가하기 위해 전체기간(1996~2010년)에 대한 분석과 함께 5년씩 구분한 기간(1996~2000년, 2001~2005년, 그리고 2006~2010년)에 대한 분석을 수행했다. 다음은 기온-사망 관련성을 평가하기 위한 모형이다.

$$\log[E(Y)] = \beta_0 + \alpha_i(\text{day\_of\_week}) + \gamma_j(\text{calendar\_year}) + \text{NCS}(\text{summer\_day}, \text{df}=3) + \text{NCS}(\text{Humidity}, \text{df}=3) + \beta_1(\text{Temperature}) + \beta_2(\text{Temperature} - \text{threshold})_+$$

여기에서 E(Y)는 기대되는 일별사망자수를 의미한다. 모형에서의 혼란변수 통제와 관련하여, 하절기 동안의 일별사망자수 변화를 보정하기 위해 하절기 동안의 날짜(즉 1에서 91까지의 숫자)를 자유도(degree of freedom) 3으로 평활했으며, 일별사망자수의 장기적 경향을 보정하기 위해 연도값을 지시변수(indicator variable)로 활용했다. 또한 요일 및 휴일 효과를 보정하기 위해 지시변수를 사용했다. 일별평균상대습도에 대한 보정은 자유도 3으로 평활했다.

기온-사망 관련성의 U자 또는 J자 형태에서 임계온도 이상에서의 일별평균기온 상승으로 인한 사망 관련성을 평가하고자, 일별평균기온을 2개 범위로 나누어 모형에 적합시켰다. 즉 Temperature는 일별평균기온을 의미하며 (Temperature-threshold)<sub>+</sub>는 일별평균기온이 임계온도(threshold temperature) 이하에서는 0의 값, 초과 시에는 (Temperature-threshold)의 값을 의미한다. 이러한 모형은 전체 일별평균기온 범위에 대한 효과를 임계온도를 전후하여 추정하는데, B형 스플라인 선형회귀모형(B-mode splined linear regression model)으로 알려져 있다.<sup>25,33)</sup>

본 연구에서 기온상승으로 인한 사망영향의 임계온도는 지역별, 분석기간별 해당 자료의 일별평균기온에 대한 80% 수준으로 설정했다. 이는 분석 대상별 하절기 기온상승으로 인한 기온노출 횟수를 동일화하기 위한 것인데, 과거 일본의 47개 현(prefecture)을 대상으로 수행된 연구에서 기온의 임계온도는 분

석기간 자료의 80~85% 수준에서 결정된다는 결과를 바탕으로 하였다.<sup>34)</sup> 더불어 본 연구에서는 임계온도 설정의 임의성 또는 주관성에 대한 보완으로서 임계온도를 75%, 85%로 설정하여 추가적인 분석을 수행했다.

기온상승으로 인한 사망영향 평가는 임계온도 및 임계온도 이상에서의 관련성을 동시에 고려할 수 있는 기여부담(attributable burden)을 이용했다. 기여부담은 전체 인구수 중에서 임계온도 이상의 기온노출로 인한 사망 정도로 정의하였다. 먼저 본 연구에서 고려한 비선형 포아송회귀모형의 임계온도 이상 일별평균기온 1°C 상승으로 인한 일별사망자수 변화는 상대위험비(Relative Risk; 이하 RR)인  $\exp(\beta_1 + \beta_2)$ 로 도출된다. 이후 RR을 이용한 일별기여사망(daily attributable death)  $n_{ir}$ 은 Bruzzi 등의 공식을 활용하면 다음과 같이 계산된다.<sup>35)</sup>

$$n_{ir} = N_{ir} \times (RR_{ir} - 1) / RR_{ir}$$

여기에서  $N_{ir}$ 은 분석 지역 또는 기간인 r의 i번째 날에 대한 전체 사망자수를 의미하며,  $RR_{ir}$ 은  $\exp((\beta_1 + \beta_2) \times (\text{temperature}_{ir} - \text{threshold})_+)$ 로 계산된다. 최종 기온상승으로 인한 사망 기여부담은 분석기간 전체에 대한 일별기여사망을 합하여 전체 인구수로 나누어줌으로서 도출된다.

모든 분석은 R소프트웨어 버전 2.14.0을 사용하여 수행하였다(The R Foundation for Statistical Computing, version 2.14.0, 2011 <http://cran.r-project.org>). 회귀 모형에서의 수렴 기준은 편향된 회귀계수 및 표준오차 추정을 방지하기 위해 1000회 반복의  $10^{-9}$ 로 설정하였다.<sup>36,37)</sup>

## III. 결 과

### 1. 기술적 결과

Table 1은 서울 및 대구에서 1996년부터 2010년 하절기(6~8월) 동안의 일별평균기온과 일별사망자수에 대한 특성을 시계열적으로 보여준다. 서울 및 대구의 해당 기간 동안 일별평균기온의 평균은 각각 24.49°C, 25.16°C으로서 대구가 더 높은 것으로 나타났다. 해당 분석기간 동안의 일별평균기온은 75, 80, 85% 백분위 값도 대구가 더 높게 나타나고 있다. 하지만 두 지역 모두 연도별 기온 변화는 특별한 경

**Table 1.** Average daily number of deaths and temperature in summer seasons (June-August) in Seoul and Daegu, 1996-2010

Year	Death*					Temperature†						
	Seoul		Daegu		Mean (SD)	Seoul			Mean (SD)	Daegu		
	All ages Mean (SD)	≥65years Mean (SD)	All ages Mean (SD)	≥65years Mean (SD)		Percentile‡				Percentile‡		
					75%	80%	85%		75%	80%	85%	
1996	84.3 (10.1)	50.0 (7.2)	24.3 (5.4)	14.0 (4.1)	24.23 (2.78)	26.94	27.59	27.75	24.87 (4.14)	28.69	29.04	29.68
1997	85.0 (10.2)	51.6 (7.7)	24.9 (4.2)	14.3 (3.3)	25.46 (2.91)	27.56	27.85	28.36	25.49 (2.72)	27.66	28.10	28.35
1998	84.6 (9.6)	51.2 (7.9)	24.9 (6.2)	14.8 (4.4)	23.95 (2.63)	25.59	25.81	26.09	24.09 (3.21)	26.09	26.65	27.21
1999	84.8 (9.9)	50.3 (8.4)	25.5 (5.6)	15.2 (4.3)	24.99 (2.62)	26.56	27.15	28.64	24.52 (2.52)	26.63	27.10	27.43
2000	87.6 (10.5)	52.7 (7.5)	24.5 (5.2)	14.5 (3.7)	25.57 (2.29)	27.53	27.99	28.29	25.60 (2.70)	27.41	27.70	28.21
1996-2000	85.3 (10.1)	51.2 (7.8)	24.8 (5.4)	14.6 (4.0)	24.84 (2.72)	26.83	27.33	27.81	24.91 (3.15)	27.35	27.71	28.21
2001	88.5 (9.2)	54.9 (7.8)	25.5 (4.9)	15.8 (3.8)	24.98 (2.38)	26.61	26.74	27.38	26.32 (2.71)	28.57	29.04	29.31
2002	87.3 (10.0)	53.9 (8.1)	25.4 (5.1)	16.0 (3.9)	23.91 (2.45)	25.56	25.85	25.98	24.78 (3.03)	27.00	27.26	28.09
2003	84.3 (9.2)	52.8 (7.0)	24.6 (5.1)	15.8 (4.6)	23.18 (2.17)	24.75	25.03	25.24	23.25 (2.35)	24.58	25.10	25.95
2004	86.8 (11.4)	57.3 (9.0)	26.9 (5.6)	17.8 (5.2)	24.73 (2.70)	26.59	27.56	28.34	25.43 (3.12)	28.30	28.86	29.18
2005	85.6 (10.8)	55.8 (8.9)	25.3 (5.5)	17.2 (4.2)	24.38 (2.61)	26.16	26.49	27.09	25.87 (2.69)	27.96	28.20	28.89
2001-2005	86.5 (10.2)	54.9 (8.3)	25.5 (5.3)	16.5 (4.4)	24.20 (2.50)	25.91	26.29	26.70	25.13 (2.98)	27.36	28.02	28.58
2006	88.8 (9.9)	60.1 (8.7)	25.5 (5.1)	17.3 (4.1)	24.01 (3.00)	26.51	27.06	27.64	25.26 (3.45)	27.90	29.24	30.01
2007	87.1 (8.3)	59.8 (7.4)	24.4 (5.1)	16.8 (4.3)	24.61 (2.40)	26.42	26.70	27.15	25.17 (3.25)	27.64	28.24	29.20
2008	86.2 (10.0)	59.6 (8.0)	24.6 (4.2)	17.0 (3.8)	24.01 (2.89)	25.79	26.31	27.03	25.17 (3.86)	28.64	28.99	29.44
2009	86.3 (10.5)	60.4 (9.0)	25.9 (5.2)	18.8 (4.0)	24.16 (2.37)	25.77	26.13	26.54	24.76 (2.36)	27.06	27.15	27.54
2010	91.6 (10.7)	65.7 (9.2)	27.0 (5.3)	19.6 (4.7)	25.24 (2.18)	26.69	27.03	27.33	26.76 (2.57)	28.63	29.01	29.41
2006-2010	88.0 (10.1)	61.1 (8.8)	25.5 (5.1)	17.9 (4.3)	24.40 (2.62)	26.31	26.66	27.14	25.42 (3.21)	27.89	28.48	29.09
All	86.6 (10.2)	55.7 (9.2)	25.3 (5.2)	16.3 (4.4)	24.49 (2.64)	26.31	26.71	27.29	25.16 (3.12)	27.55	28.06	28.61

\*All non-accidental deaths

†Mean daily temperature (0-lag day)

‡Percentile with daily mean temperature for summer season (June - August)

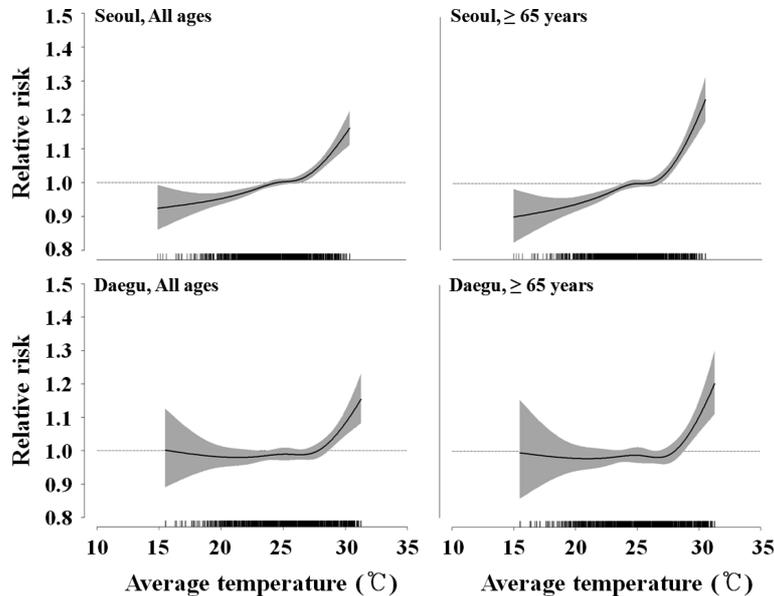


Fig. 1. Exposure-response curve for daily mean temperature and daily death counts for all ages and among those  $\geq 65$  years of age in summer (June-August), 1996-2010.

향을 보이지 않았다. 서울 및 대구의 분석기간 동안 일별사망자수 평균은 각각 86.6명, 25.3명으로 대구가 서울의 약 3분의 1 수준이었다. 일별사망자수의 시계열적인 변화를 보면 두 지역 모두 증가하는 것으로 나타났으며 65세 이상 사망자수가 전체 연령 사망자수보다 더 급격히 증가하였다.

Fig 1은 비선형 포아송회귀모형을 적용한 일별평균기온 상승으로 인한 일별사망자수의 노출-반응 곡선을 보여준다. 서울과 대구에서 일별평균기온이 상승할 때 일별사망자수에 대한 상대위험비가 특정 임계온도 이상에서부터 급격히 증가하는 것을 확인할 수 있다. 특히 이러한 경향은 서울보다 대구에서 더 뚜렷한 것으로 보이며, 전체 연령의 사망보다는 65세 이상 연령의 사망에서 더 급하게 상승하는 것으로 보였다.

## 2. 사망에 대한 기온상승의 정량적 효과와 부담

Table 2는 서울 및 대구에서 분석기간별 임계온도와 임계온도 이상에서의 기온 1°C 상승에 따른 일별사망자수의 백분율 증가(percentage increase)를 추정된 결과이다.

기온상승으로 인한 사망영향에서 임계온도를 분석

기간 자료의 80% 수준으로 설정했을 때, 서울의 임계온도는 전체기간, 1996~2000년, 2001~2005년, 그리고 2006~2010년 순으로 각각 26.71°C, 27.33°C, 26.29°C, 그리고 26.66°C로 나타났다(Table 2). 대구의 경우에는 각각 28.06°C, 27.71°C, 28.02°C, 그리고 28.48°C로 나타났다(Table 2). 특히 80% 수준의 임계온도는 서울의 경우에 1996~2000년이 가장 높게 나타났으며, 대구의 경우에 2006~2010년이 가장 높게 나타났다. 이러한 경향은 75% 및 85% 수준의 임계온도에서도 동일하게 나타났다(Table 2).

서울에서 80% 수준 임계온도 이상 일별평균기온 1°C 상승으로 인한 전체 연령의 일별사망자수 백분율 증가는 전체기간, 1996~2000년, 2001~2005년, 그리고 2006~2010년 순으로 각각 2.86%(95% Confidence Interval: 1.80~3.94%), 5.09%(95% CI: 2.81~7.42%), 3.04%(95% CI: 1.45~4.65%), 그리고 1.48%(95% CI: -0.57~3.58%)로 추정되었다(Table 2). 대구의 경우에는 각각 4.69%(95% CI: 2.56~6.86%), 3.27%(95% CI: -0.43~7.10%), 6.71%(95% CI: 3.08~10.47%), 그리고 2.94%(95% CI: -1.17~7.21%)로 추정되었다(Table 2). 동일한 수준의 임계온도를 적용한 65세 이상 연령 사망자에 대한 백분율 증가는 전체 연령

**Table 2.** Estimated increase in mortality (95% confidence interval) associated with a 1°C increase in temperature above the thresholds in Seoul and Daegu, South Korea, according to definitions of threshold (75th, 80th, and 85th percentile with summer daily mean temperature for each city)

City	Threshold and study period		Percentage increase* (95% CI)		
	Percentile <sup>‡</sup> of study period	Threshold value <sup>†</sup> (°C)	All ages	≥ 65 years	
Seoul	75%	All	26.31	2.58 (1.67 – 3.50)	4.08 (2.94 – 5.24)
		1996 – 2000	26.83	4.17 (2.36 – 6.00)	6.64 (4.29 – 9.05)
		2001 – 2005	25.91	2.78 (1.36 – 4.22)	4.17 (2.39 – 5.99)
		2006 – 2010	26.31	1.51 (-0.26 – 3.32)	2.43 (0.31 – 4.61)
	80%	All	26.71	2.86 (1.80 – 3.94)	4.55 (3.22 – 5.90)
		1996 – 2000	27.33	5.09 (2.81 – 7.42)	7.96 (4.98 – 11.02)
		2001 – 2005	26.29	3.04 (1.45 – 4.65)	4.69 (2.69 – 6.72)
		2006 – 2010	26.66	1.48 (-0.57 – 3.58)	2.41 (-0.05 – 4.93)
	85%	All	27.29	3.65 (2.25 – 5.06)	5.76 (4.00 – 7.54)
		1996 – 2000	27.81	6.40 (3.39 – 9.50)	10.29 (6.35 – 14.38)
		2001 – 2005	26.70	3.46 (1.63 – 5.33)	5.44 (3.14 – 7.80)
		2006 – 2010	27.14	1.78 (-0.83 – 4.46)	2.72 (-0.41 – 5.94)
Daegu	75%	All	27.55	3.54 (1.82 – 5.30)	4.63 (2.49 – 6.83)
		1996 – 2000	27.35	2.51 (-0.68 – 5.81)	3.84 (-0.35 – 8.20)
		2001 – 2005	27.36	4.83 (2.02 – 7.71)	8.11 (4.55 – 11.79)
		2006 – 2010	27.89	2.26 (-0.89 – 5.51)	1.15 (-2.56 – 4.99)
	80%	All	28.06	4.69 (2.56 – 6.86)	6.16 (3.51 – 8.88)
		1996 – 2000	27.71	3.27 (-0.43 – 7.10)	4.63 (-0.21 – 9.70)
		2001 – 2005	28.02	6.71 (3.08 – 10.47)	11.46 (6.82 – 16.29)
		2006 – 2010	28.48	2.94 (-1.17 – 7.21)	1.85 (-2.98 – 6.92)
	85%	All	28.61	6.35 (3.55 – 9.23)	8.38 (4.88 – 11.99)
		1996 – 2000	28.21	5.42 (0.78 – 10.29)	6.90 (0.81 – 13.34)
		2001 – 2005	28.58	8.46 (3.72 – 13.42)	14.96 (8.86 – 21.40)
		2006 – 2010	29.09	5.37 (-0.46 – 11.53)	4.25 (-2.59 – 11.57)

\*Percentage increase in daily mortality with a 1°C temperature increase above the threshold

† The temperature at which the risk of mortality begins to increase with increasing temperature

‡ Percentile with season daily mean temperature for summer season (June - August)

의 사망자보다 더 크게 추정되었는데, 서울의 경우에 전체기간, 1996~2000년, 2001~2005년, 그리고 2006~2010년 순으로 각각 4.55%, 7.96%, 4.69%, 2.41%로 추정되었으며, 대구에 대해서는 각각 6.16%, 4.63%, 11.46%, 1.85%로 추정되었다(Table 2).

서울 및 대구에서 동일한 횟수(즉, 해당 분석기간 동안 일별평균기온의 80% 수준 임계온도 설정)의 일별평균기온 노출에 대해 일별사망자수에 대한 효과(effect)는 대구가 더 높은 것을 확인 할 수 있다. 이러한 경향은 65세 이상 연령사망자에 대한 분석에서 더 명확히 나타났으며, 임계온도 수준을 분석

기간의 일별평균기온 75% 또는 85%로 설정했을 때에도 일관되게 나타났다. 하지만 분석기간별 임계온도 이상에서의 효과는 서울 및 대구 모두 2006~2010년에 가장 작은 값을 보였다. 특히 서울의 경우에는 1996~2000년 이후 급격히 감소하는 경향을 보였으며, 대구의 경우에는 2001~2005년 이후에 급격히 감소하는 경향을 보였다.

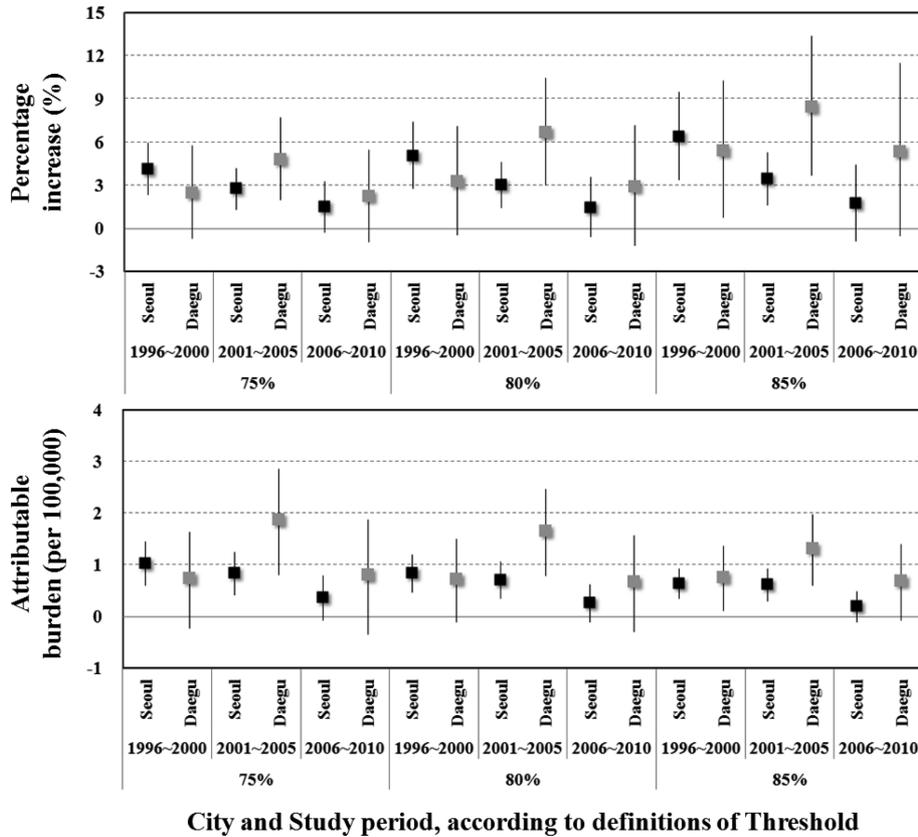
Table 3은 전체 연령 사망자에 한하여 서울 및 대구의 분석기간별 연평균 인구수, 임계온도 이상에서 일별평균기온 노출로 인한 기여사망자수, 그리고 이를 활용한 기여부담을 추정된 결과이다.

**Table 3.** Yearly attributable burden of temperature in the summer (June-August) for Seoul and Daegu, South Korea, according to definitions of threshold (75th, 80th, and 85th percentile with summer daily mean temperature for each city)

City	Definition of threshold and study period	Yearly attributable death and burden of high temperature on deaths			
		Population	Attributable death counts (95% CI)	Attributable burden (95% CI) per 100,000	
Seoul	75%	All	10,066,343	73 (48 - 98)	0.72 (0.47 - 0.97)
		1996 - 2000	10,095,278	105 (61 - 147)	1.04 (0.60 - 1.46)
		2001 - 2005	10,041,178	85 (42 - 126)	0.84 (0.42 - 1.25)
		2006 - 2010	10,062,574	38 (-7 - 80)	0.37 (-0.07 - 0.80)
	80%	All	10,066,343	60 (39 - 82)	0.60 (0.38 - 0.81)
		1996 - 2000	10,095,278	85 (48 - 121)	0.85 (0.48 - 1.20)
		2001 - 2005	10,041,178	72 (35 - 108)	0.72 (0.35 - 1.08)
		2006 - 2010	10,062,574	27 (-11 - 64)	0.27 (-0.11 - 0.63)
	85%	All	10,066,343	48 (30 - 65)	0.47 (0.30 - 0.65)
		1996 - 2000	10,095,278	65 (36 - 94)	0.65 (0.35 - 0.93)
		2001 - 2005	10,041,178	63 (30 - 94)	0.62 (0.30 - 0.93)
		2006 - 2010	10,062,574	20 (-10 - 50)	0.20 (-0.10 - 0.49)
Daegu	75%	All	2,503,126	31 (16 - 45)	1.23 (0.65 - 1.79)
		1996 - 2000	2,505,501	19 (-5 - 41)	0.75 (-0.21 - 1.64)
		2001 - 2005	2,526,268	47 (21 - 72)	1.88 (0.82 - 2.87)
		2006 - 2010	2,477,609	20 (-8 - 47)	0.81 (-0.33 - 1.88)
	80%	All	2,503,126	28 (16 - 40)	1.13 (0.63 - 1.60)
		1996 - 2000	2,505,501	18 (-3 - 38)	0.73 (-0.10 - 1.51)
		2001 - 2005	2,526,268	42 (20 - 62)	1.66 (0.80 - 2.47)
		2006 - 2010	2,477,609	17 (-7 - 39)	0.68 (-0.29 - 1.59)
	85%	All	2,503,126	24 (14 - 34)	0.96 (0.55 - 1.34)
		1996 - 2000	2,505,501	19 (3 - 34)	0.77 (0.12 - 1.37)
		2001 - 2005	2,526,268	33 (16 - 50)	1.32 (0.62 - 1.99)
		2006 - 2010	2,477,609	17 (-2 - 35)	0.70 (-0.06 - 1.41)

서울에서 1996년부터 2010년까지 하절기(6~8월) 동안의 연평균 인구수는 10,066,343명이었으며, 1996~2000년에 10,095,278명, 2001~2005년에 10,041,178명, 그리고 2006~2010년에 10,062,574명 이었다 (Table 3). 80% 수준 임계온도 이상에서의 일별평균 기온 노출로 인한 기여사망을 보면 전체기간, 1996~2000년, 2001~2005년, 그리고 2006~2010년 순으로 각각 연평균 60(95% CI: 39~82), 85(95% CI: 48~121), 72(95% CI: 35~108), 그리고 27(95% CI: -11~64)명으로 추정되었다(Table 3). 대구의 경우에 1996년부터 2010년까지 하절기(6~8월) 동안의 연평균 인구수는 2,503,126명이었으며, 1996~2000년에

2,505,501명, 2001~2005년에 2,526,268명, 그리고 2006~2010년에 2,477,609명 이었으며, 80% 수준 임계온도 이상에서의 일별평균기온 노출로 인한 기여사망은 전체기간, 1996~2000년, 2001~2005년, 그리고 2006~2010년 순으로 각각 연평균 28(95% CI: 16~40), 18(95% CI: -3~38), 42(95% CI: 20~62), 그리고 17(95% CI: -7~39)명으로 추정되었다(Table 3). 기여부담으로 환산하여 인구수에 대한 기여사망 정도를 확인할 수 있는데, 80% 수준 임계온도에 대한 서울의 전체기간, 1996~2000년, 2001~2005년, 그리고 2006~2010년 순으로 각각 연평균 인구 10만 명당 0.60, 0.85, 0.72, 0.27명으로 나타났으며, 대구의



**Fig. 2.** The percentage increase (95% confidence interval) above the threshold and yearly attributable burden (95% confidence interval) in the summer (June - August) for Seoul and Daegu, according to definitions of threshold (75th, 80th, and 85th percentile warm season daily mean temperature for each city)

경우에 각각 연평균 인구 10만 명당 1.13, 0.73, 1.66, 0.68명으로 나타났다(Table 3).

일별사망자수에 대한 효과와 동일한 경향으로 서울 및 대구에서 동일한 횡수(즉, 해당 분석기간 동안 일별평균기온의 80% 수준 임계온도 설정)의 일별평균기온 노출에 대해 일별사망자수에 대한 부담(burden)은 대구가 더 높게 나타났다. 이러한 경향은 임계온도 수준을 분석기간의 일별평균기온 75% 또는 85%로 설정했을 때에도 일관되게 나타났다. 분석기간별 임계온도 이상에서의 일별평균기온 노출로 인한 기여부담은 임계온도 이상에서의 효과와 동일한 시계열 경향을 보였다. 즉 서울 및 대구 모두 2006~2010년에 가장 작은 값을 보였으며 서울의 경우에 1996~2000년 이후 급격히 감소하며 대구의 경우에 2001~2005년 이후에 급격히 감소하였다.

#### IV. 고 찰

본 연구는 서울과 대구에 대해 1996년부터 2010년까지 하절기 기온상승으로 인한 사망영향을 평가했다. 기온상승으로 인한 사망영향이 나타나기 시작하는 임계온도는 지역별, 분석기간별 해당 자료의 일별평균기온에 대한 75%, 80%, 85% 수준으로 다양하게 설정하였으며, 이러한 임계온도 이상에서의 일별평균기온 1°C 상승으로 인한 효과와 부담을 추정하였다. 본 연구 결과는 이전에 수행한 하절기 기온상승이 사망에 있어 유의미한 주요 요인이라는 결과와 일관성을 가진다.<sup>29-31)</sup>

임계온도는 기온이 상승하면서 건강영향이 나타나기 시작하는 기온수준을 의미한다. 따라서 지역별 임계온도가 존재한다는 것은 임계온도 이상에서의 기

온상승으로 인한 건강효과를 직접적으로 평가하기 어렵다는 것을 의미한다.<sup>31,38)</sup> 일반적으로 동일지역에서 임계온도가 높아질수록 임계온도 이상에서의 기온상승으로 인한 건강효과는 커지는 경향이 있다. 또한 최근 244개의 논문을 검토한 Hajat와 Kovastky의 연구는 기온상승으로 인한 사망영향에서 임계온도와 임계온도 이상에서의 관련성은 기후적 특성, 인구학적 특성, 그리고 사회경제적 특성에 따라서 매우 다양하게 나타남을 보고하였다.<sup>8)</sup> 본 연구에서의 기여부담은 하절기 동안의 기온상승으로 인한 사망부담 정도를 나타내는 것으로, 지역별 동일한 노출횟수를 고려한 임계온도 및 임계온도 이상에서의 관련성을 동시에 고려할 수 있는 지표라 할 수 있다. 따라서 기여부담을 통한 하절기 기온상승으로 인한 사망영향 평가는 기존 효과만을 이용한 평가보다 더 타당성이 있는 결과라 할 수 있다. 하지만 최근까지 기온상승으로 인한 사망영향의 정량적인 평가에서 기여부담을 활용한 연구는 단지 두 개에 불과한 것으로 확인되었다.<sup>40,41)</sup>

본 연구에 있어 새로운 결과는 다음의 두 가지이다. 첫째, 하절기 기온상승으로 인한 사망 기여부담은 대구가 서울보다 더 높았다. 이러한 결과는 임계온도를 다양하게 설정했을 때에도 일관되게 나타났다(Fig. 2).

비록 이러한 관계가 명확하게 규명될 수는 없지만 본 연구결과는 지역사회 노출(exposure)로서의 하절기 일별평균기온과 민감도(sensitivity)로서의 인구학적 특성에서 그 원인을 찾아볼 수 있다. 먼저 지역사회 노출 측면에서 보면, 본 연구에서 서울 및 대구 전체 분석기간 동안의 임계온도 80% 수준은 각각 26.71°C 및 28.06°C로 대구가 더 높게 나타났다. 더불어 해당 분석기간의 일별평균기온 평균은 서울 및 대구에서 각각 24.49°C 및 25.16°C로 대구가 더 높게 나타났다. 이러한 결과는 연중 평균기온이 높을수록 더 높은 임계온도를 가진다는 이전의 많은 연구결과들과 일관성을 가진다.<sup>8,22,24,29,34,40,42)</sup> 또한 임계온도 수준과 연구지역의 평균기온 사이의 관계는 다양한 수준의 임계온도 및 분석기간을 다양하게 설정했을 때에도 동일한 경향으로 나타났다(Table 2). 결국 대구는 서울에 비해 더 높은 하절기 일별평균기온에 노출을 가진다고 할 수 있다. 지역사회의 인구학적 특성 측면에서 보면, 본 연구기간 동안의

서울 및 대구 전체원인 사망률은 1996년부터 2010년까지 인구 10만 명당 각각 79.1명 및 92.9명이었다. 이는 인구구조의 차이에서 나타난 것으로 볼 수 있는데, 서울의 전체연령대비 65세 이상 인구수 비율은 1996년부터 2010년까지 6.56%이나 대구는 7.18%이었다. 결국 동일한 노출 수준에 대한 건강영향 반응은 노령자 구성비가 높은 대구에서 더 크게 나타난다고 할 수 있다. 한편 서울 및 대구의 하절기 일별평균기온 노출에 대한 적응능력(adaptive capacity)도 본 연구결과에 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있는데, 이러한 적응능력으로는 지역사회의 의료서비스 수준, 에어컨 보급, 공중보건프로그램 등을 들 수 있다.<sup>12,15,17,18,43)</sup> 하지만 지역사회 적응능력에 따른 하절기 기온상승으로 인한 사망 기여부담 평가는 향후 연구로서 다수의 지역사회를 대상으로 수행하여 신뢰성 있는 연구결과로 제시될 필요가 있겠다.

둘째, 서울 및 대구에서 하절기 기온상승으로 인한 사망영향(즉 효과 및 부담)은 지난 1996년부터 2010년까지 감소한 것으로 추정되었다(Fig. 2). 역시 이러한 결과는 임계온도를 다양하게 설정했을 뿐만 아니라 연령대별 분석결과에서도 일관된 결과로 도출되었다(Table 2 and Table 3). 이전의 많은 연구들은 기온상승으로 인한 사망영향의 상대적인 감소가 열적 스트레스로 인한 잠재적 위험요인과 관련된 의료서비스 향상, 에어컨 보급 그리고 공중보건 프로그램 제공 등 적응능력의 변화로 설명될 수 있음을 제안하였다.<sup>12,15,17,18,43)</sup> 특히 에어컨 보급은 기온상승으로 인한 사망 및 상병 발생의 가장 많은 위험요인을 경감시킬 수 있는 것으로 제안되었다.<sup>15,44-48)</sup>

본 연구에서 관찰된 하절기 기온상승으로 인한 사망영향의 시계열적 감소에 대한 영향요인을 평가해 보기 위해, 우선 대한민국의 한국전력거래소(Korea Power Exchange)에서 에어컨 보급률을 조사하였다. 대한민국 전체 가구의 에어컨 보급률은 1996년 17%에서 2011년 61%까지 급격히 증가한 것으로 나타나 본 연구결과와 일관성을 보였다. 또한 대한민국의 경우에 국민의료비지출(total health expenditure)이 기온상승에 따른 사망영향의 감소와 관련이 있을 수 있다. 국내총생산(gross domestic product) 대비 국민의료비지출의 비중은 1996년 3.9%에서 2010년 7.1%로 급격히 증가하였다.<sup>49)</sup> 비록 국민의료비지출과 본 연구에서 나타난 기온상승으로 인한 사망영향의 시계

열적인 감소 결과가 직접적인 관련성을 가지기는 어렵지만, 기온상승으로 인한 건강영향에 대한 간접적 홍보 등으로 인해 부분적으로는 민감한 집단(susceptible group)에 대한 사망영향을 감소시킨 것으로 설명될 수 있다. 이와 같은 요인들뿐만 아니라, 기온상승으로 인한 사망영향의 시간적 변화는 의료서비스, 위험한 날씨 조건에 대한 예보, 적응계획 등 기술적인 진보에 의해서도 어느 정도 영향을 받을 것이다.

본 연구는 두 가지의 주요한 한계를 가진다. 첫째, 많은 하절기 기온-사망 관련성 연구에서 대기오염(특히 오존)의 영향을 고려했는데, 혼란변수(confounding variable) 또는 상호작용 변수(effect modifier variable)로 처리했다. 몇몇의 연구들은 기온과 사망 관련성에 있어서 대기오염을 혼란변수로 평가하였다.<sup>50,51)</sup> 반면에 또 다른 연구들은 혼란변수 또는 상호작용자의 효과가 없음을 보인 연구도 있다.<sup>52,53)</sup> 본 연구는 대기오염자료의 자료가용 한계로 인해 분석에서 이를 고려하지 못했다. 비록 오존의 사망영향이 시계열적인 감소를 보인다는 연구가 보고되지는 않았지만, 향후 기온-사망 관련성에서 오존의 영향 관련한 연구가 진행 될 필요가 있겠다.

둘째, 사망률 이동(mortality displacement)은 기온-사망 관련성 연구에서 주요한 고려사항이 될 수 있는데, 본 연구에서는 이를 고려하지 못했다. 사망률 이동은 이미 위험한 인구집단에서 몇몇의 기온상승 관련 사망이 단지 기온상승으로 인해 잠시 동안만 앞당겨졌다는 것을 의미한다.<sup>54)</sup> 만일 기온상승으로 인한 사망의 대부분이 짧은 기간 동안의 기대여명을 가진 고령자에게서 발생한 것이라면 기온상승으로 인한 사망영향은 공중보건학적 중요성에서 그 의미가 줄어들 수 있다. 우리나라 대도시의 하절기 기온상승으로 인한 사망영향에서 사망률 이동은 통계적 의미를 가지지 않는 것으로 보고된바 있는데,<sup>39)</sup> 만일 이러한 사망률 이동이 시계열적 변화를 가질 경우에 본 연구에서 추정된 기온상승으로 인한 사망영향의 감소는 편향된 결과일 수 있다.

## V. 결 론

본 연구는 하절기 기온상승으로 인한 사망영향이 주어진 시간(즉 1996년부터 2010년까지의 변화)에 따라서 변화할 수 있음을 평가하였다. 또한 이러한

평가는 지역별 비교에 있어 기온상승으로 인한 사망영향을 간단하면서도 정량적으로 표현 가능한 기여부담을 추정함으로써 수행하였다. 이 연구를 통해 하절기 기온상승으로 인한 사망영향은 대구가 서울보다 더 큰 부담을 가지며, 최근 이러한 부담수준은 감소하고 있음을 보였다.

지금까지 많은 연구들은 하절기 동안 기온상승으로 나타날 수 있는 부정적 건강영향을 평가해왔다. 이들 연구들은 기온상승으로 인한 사망영향을 경감시키기 위한 공중보건전략이 지역 특이적으로 개발되어야 함을 제안하였다. 추가적으로 본 연구에서는 기온상승으로 인한 사망영향 부담의 지역별 비교를 통한 현황판단, 이를 통한 국가 적응전략 및 정책이 기온상승으로 인한 사망영향의 시간적 변화를 고려하여 적절히 개발, 수정되어야 함을 제안한다.

과거부터 현재까지의 하절기 기온상승으로 인한 사망영향을 평가하는 것도 중요하지만, 향후 기후변화로 인한 건강영향을 평가하는데 있어서 미래 기온상승으로 인한 사망영향을 평가하는 것도 중요하다. 최근 Huang 등은 14개의 논문을 검토하면서 미래 기온상승으로 인한 사망영향 추정결과는 현재의 기온상승으로 인한 사망영향(즉 임계온도 및 임계온도 이상에서의 효과), 미래 기후, 미래 인구, 그리고 적응과 관련된다고 보고하였다.<sup>55)</sup> 본 연구에서 수행한 과거부터 현재까지의 하절기 기온상승으로 인한 사망영향 효과 및 부담, 그리고 이러한 영향의 시계열적 변화에 대한 추정결과는 미래 기온상승으로 인한 사망발생 추정 관련한 요인들을 재확인한 것이며, 향후 기후변화로 인한 기온상승의 사망영향 연구에서 이들을 고려해야 할 필요성을 제시한다.

## 감사의 글

이 연구는 한국환경정책평가연구원의 「미래 건강 부담 추정의 영향요인 고찰-기후변화에 따른 폭염 증가를 중심으로(No. BA2012-10)」의 연구결과 일부입니다.

## 참고문헌

1. Basu R, Samet JM. Relation between elevated ambient temperature and mortality: a review of the

- epidemiologic evidence. *Epidemiologic Reviews*. 2002; 24: 190-202.
2. Gosling SN, Lowe JA, McGregor GR, et al. Association between elevated atmospheric temperature and human mortality: a critical review of the literature. *Climatic Change*. 2009; 92: 299-341.
  3. Kosatsky T. The 2003 heat wave European heat waves. *Euro Surveill*. 2005; 10: 148-149.
  4. Kaiser R, Tertre AL, Schwarta J, et al. The effect of the 1995 heat wave in Chicago on all-cause and cause-specific mortality. *Am J Public Health*. 2007; 97: S158-S162.
  5. Kysely J, Kim J. Mortality during heat waves in South Korea, 1991 to 2005: How exceptional was the 1994 heat wave? *Climate Res*. 2009; 38: 105-116.
  6. Luber G, McGeehin M. Climate Change and Extreme Heat Events. *Am J Prev Med*. 2008; 35: 429-435.
  7. Basu R. High ambient temperature and mortality: a review of epidemiologic studies from 2001 to 2008. *Environmental Health*. 2009; 8: 40.
  8. Hajat S, Kosatsky T. Heat-related mortality: a review and exploration of heterogeneity. *Journal of Epidemiology & Community Health*. 2010; 64: 753-760.
  9. Patz JA, Campbell-Lendrum D, Holloway T, Foley JA. Impact of regional climate change on human health. *Nature*. 2005; 438: 310-317.
  10. Intergovernmental Panel on Climate Change. *Climate Change 2007: Impacts, Adaptation and Vulnerability*. Cambridge, University Press. 2007. Cambridge, UK.
  11. Chestnut LG, Breffle WS, Smith JB, Kalkstein LS. Analysis of differences in hot-weather-related mortality across 44 U.S. metropolitan areas. *Environmental Science & Policy*. 1998; 1: 59-70.
  12. Donaldson GC, Keatinge WR, Nayha S. Changes in summer temperature and heat-related mortality since 1971 in North Carolina, South Finland, and southeast England. *Environ Res*. 2003; 91: 1-7.
  13. Kalkstein LS and Greene JS. An evaluation of climate/mortality relationships in large U.S. cities and the possible impacts of a climate change. *Environ Health Perspect*. 1997; 105: 84-93.
  14. Keatinge WR, Donaldson GC, Cordioli E, et al. Heat related mortality in warm and cold regions of Europe: observational study. *BMJ*. 2000; 321: 670-673.
  15. McGeehin MA, Mirabelli M. The potential impact of climate variability and change on temperature-related morbidity and mortality in the United States. *Environ Health Perspect*. 2001; 109: 185-189.
  16. Seretakis D et al. Changing seasonality of mortality from coronary heart disease. *JAMA*. 1997; 278: 1012-1014.
  17. Davis RE, Knappenberger PC, Novicoff WM, Michaels PJ. Changing heat-related mortality in the United States. *Environ Health Perspect*. 2003; 111: 1712-1718.
  18. Davis RE, Knappenberger PC, Novicoff WM, Michaels PJ. Decadal changes in summer mortality in U.S. cities. *Int J Biometeorol*. 2003; 47: 166-175.
  19. Linares C and Diaz J. Impact of high temperatures on hospital admissions: comparative analysis with previous studies about mortality (Madrid). *Eur J Public Health*. 2008; 18: 317-322.
  20. Michelozzi P, Accetta G, De Sario M, et al. High temperature and hospitalizations for cardiovascular and respiratory causes in 12 European cities. *Am J Respir Crit Care Med*. 2009; 179: 383-389.
  21. Schwartz J, Samet JM, Patz JA. Hospital admissions for heart disease: the effects of temperature and humidity. *Epidemiology*. 2004; 15: 755-761.
  22. Baccini M, Biggeri A, Accetta G, et al. Heat effects on mortality in 15 European cities. *Epidemiology*. 2008; 19: 711-719.
  23. Anderson BG, Bell ML. Weather-related mortality: how heat, cold, and heat waves affect mortality in the United States. *Epidemiology*. 2009; 20: 205-213.
  24. McMichael AJ, Wilkinson P, Kovats RS, et al. International study of temperature, heat and urban mortality: the 'ISOTHURM' project. *Int J Epidemiol*. 2008; 37: 1121-1131.
  25. Armstrong B. Models for the relationship between ambient temperature and daily mortality. *Epidemiology*. 2006; 17: 624-631.
  26. Braga AF, Zanobetti A, Schwartz J. The time course of weather-related deaths. *Epidemiology*. 2001; 12: 662-667.
  27. Hajat S, Armstrong BG, Gouveia N, Wilkinson P. Mortality displacement of heat-related deaths: a comparison of Delhi, Sao Paulo, and London. *Epidemiology*. 2005; 16: 613-620.
  28. 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. *Environmental Pollution*. 2011; 159: 1789-1793.
  29. Kim H, Ha J, Park J. High temperature, heat index, and mortality in 6 major cities in South Korea. *International Arch Environ Occup Health*. 2006; 61:

- 265-270.
30. Chung JY, Honda Y, Hong YC, Pan XC, Guo YL, Kim H. Ambient temperature and mortality: An international study in four capital cities of East Asia. *Sci Total Environ*. 2009; 408: 390-396.
  31. Ha J, Kim H, Hajat S. Effect of previous-winter mortality on the association between summer temperature and mortality in South Korea. *Environ Health Perspect*. 2011; 119: 542-546.
  32. Barnett AG, Tong S, Clements AC. What measure of temperature is the best predictor of mortality? *Environ Res*. 2010; 110: 604-611.
  33. Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principal. In: Petrov BN, Caski F, editors. Second International Symposium on Information Theory. Budapest: Akademiai Kiado; 1973. pp, 267. 81.
  34. Honda Y, Kabuto M, Ono M, Uchiyama I. Determination of optimum daily maximum temperature using climate data. *Environ Health and Prev Med*. 2007; 12: 209-216.
  35. Bruzzi P, Green SB, Byar DP, et al. Estimating the population attributable risk for multiple risk factors using case-control data. *Am J Epidemiol*. 1985; 122: 904-914.
  36. Dominici F, McDermott A, Hastie T. Improved semiparametric time series models of air pollution and mortality. *Journal of the American Statistical Association*. 2004; 99: 938-948.
  37. Pattenden S, Nikiforov B, Armstrong BG. Mortality and temperature in Sofia and London. *Journal of Epidemiology & Community Health*. 2003; 57: 628-633.
  38. Kim SY, Lee JT, Hong YC, et al. Determining the threshold effect of ozone on daily mortality: an analysis of ozone and mortality in Seoul, Korea, 1995-1999. *Environ Res*. 2004; 94: 113-119.
  39. 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.
  40. Armstrong BG, Chalabi Z, Fenn B, et al. Association of mortality with high temperatures in a temperate climate: England and Wales. *J Epidemiol Community Health*. 2011; 65: 340-345.
  41. Gasparrini A, Armstrong B, Kovats S, Wilkinson P. The effect of high temperatures on cause-specific mortality in England and Wales. *Occup Environ Med*. 2012; 69: 56-61.
  42. 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.
  43. Kysel J, Kriz B. Decreased impacts of the 2003 heat waves on mortality in the Czech Republic: an improved response? *Int J Biometeorol*. 2008; 52: 733-745.
  44. Centers for Disease and Control and Prevention. Heat-related illnesses and deaths-United States, 1994-1995. *MMWR*. 1995; 44: 465-468.
  45. Centers for Disease and Control and Prevention. Heat-related mortality-Chicago, July 1995. *MMWR*. 1995; 44: 577-579.
  46. Centers for Disease and Control and Prevention. Heat-wave-related mortality-Milwaukee, Wisconsin, July 1995. *MMWR*. 1996; 45: 505-507.
  47. Kilbourne EM, Choi K, Jones TS, Thacker SB. Risk factors for heatstroke: a case-control study. *JAMA*. 1982; 247: 3332-3336.
  48. Rogot E, Sorlie PD, Backlund E. Air-conditioning and mortality in hot weather. *Am J Epidemiol*. 1992; 136: 106-116.
  49. Ministry of Health and Welfare. Korea National Health Accounts and Total Health Expenditure in 2010. 2011; <http://english.mw.go.kr/>.
  50. Medina-Ramon M, Schwartz J. Temperature, temperature extremes, and mortality: a study of acclimatisation and effect modification in 50 US cities. *Occup Environ Med*. 2007; 64: 827-833.
  51. Ren C, Williams GM, Morawska L, et al. Ozone modifies association between temperature and cardiovascular mortality: analysis of the NMMAPS data. *Occup Environ Med*. 2008; 65: 255-260.
  52. Basu R, Ostro BD. A multicounty analysis identifying the populations vulnerable to mortality associated with high ambient temperature in California. *Am J Epidemiol*. 2008; 168: 632-637.
  53. Zanobetti A, Schwartz J. Temperature and mortality in nine US cities. *Epidemiology*. 2008; 19: 563-570.
  54. Kovats RS, Hajat S. Heat stress and public health: a critical review. *Annu Rev Public Health*. 2008; 29: 41-55.
  55. Huang C, Barnett AG, Wang X, et al. Projecting Future Heat-Related Mortality under Climate Change Scenarios: A Systematic Review. *Environ Health Perspect*. 2011; 119: 1681-1690.