

極端氣溫對台灣都會區65歲以上族群心肺疾病死亡之風險趨勢分析

林于凱¹ 吳祐誠² 黃鈴雅³ 林嘉明¹
吳聰能³ 周昌弘⁴ 宋鴻樟^{3,5} 王玉純^{2,*}

目標：評估1994-2008年台灣地區極端氣溫及其連續3日以上事件對老年人全死因及心肺疾病死亡風險之年代變化。**方法：**利用遞延分配模式(distributed lag model)分析1994-2008年台北、台中及高雄三都會區65歲以上族群全死因、心血管死因(ICD9 390-459)及呼吸道疾病死因(ICD9 460-519)在 $>30^{\circ}\text{C}$ 日均溫每增溫 1°C 累加7日及 $<18^{\circ}\text{C}$ 日均溫累加21日之死亡風險。地區日均溫高於95百分位值及低於5百分位值連續3天以上時，我們視為極端高/低溫度事件，亦放入模式中以評估其影響。**結果：**高溫風險在台北地區最高， $>30^{\circ}\text{C}$ 每增溫 1°C 全死因及心血管死亡約增加5%。低溫的影響在高雄地區最高，低於 18°C 每降溫 1°C 對全死因之相對風險為1.07 (95% CI: 1.05-1.10)，對心血管死亡之相對風險為1.09 (95% CI: 1.03-1.14)。高溫死亡相對風險隨分析年份增加似有降低之情形，但低溫死亡相對風險卻無顯著降低。呼吸道疾病死亡與極端溫度並無統計相關。**結論：**溫度變化與台灣三大都會區全死因及心血管死因死亡具顯著相關，在累加溫度延遲影響後，連續3日以上極端溫度事件影響較不顯著。(台灣衛誌 2011; 30(3): 277-289)

關鍵詞：心血管、呼吸道、死亡、溫度

前言

由於全球氣候變遷的影響，極端氣溫出現的頻率與日數逐漸增加，根據國內研究顯示，未來台灣高溫日數將大為增加，而低溫日數將逐漸減少[1]。台灣地處日照強烈的亞熱帶，近年因夏季高溫而熱中暑或熱衰竭

造成的死亡事件也因此頻傳。常見的熱因性死因及疾病包含熱痙攣、熱昏厥、熱中風、心血管疾病、心肌梗塞、呼吸道疾病及慢性肺部阻塞[2,3]；寒冷氣候死因及疾病除了失溫外，則為冠狀動脈痙攣/動脈粥樣化、流行性感冒及肺部感染等[4-8]。

氣溫對人體健康之影響，近年有許多研究提出來探討[9,10]。在各地區最適溫度範圍之內，氣溫對死亡的健康風險最低；在最適溫範圍之外，高低溫的氣溫變化均會增加死亡危險。在歐洲跨地區15個城市研究中，地中海氣候城市的界限高溫溫度為 29.4°C ，而大陸型氣候城市為 23.3°C ，每高於界限溫度 1°C 所增加之全死因死亡分別為3.12%及1.84%[11]。同一研究團隊，亦證實冬季(10-3月)每下降 1°C ，心血管、呼吸道及腦血管疾病死亡會增加1.72%、

¹ 國立台灣大學公共衛生學院環境衛生研究所

² 中原大學工學院生物環境工程系

³ 中國醫藥大學公共衛生學院環境醫學研究所

⁴ 中國醫藥大學生命科學院生態暨演化生物學研究所

⁵ 中國醫藥大學附設醫院健康資料管理辦公室

* 通訊作者：王玉純

聯絡地址：桃園縣中壢市中北路200號

E-mail: ycwang@cycu.edu.tw

投稿日期：99年7月28日

接受日期：100年2月8日

3.30%及1.25%[12]。潘氏等[13]曾分析台灣1981-1991年間的冠心病(coronary artery disease)和腦血管病死亡，氣溫和腦血管疾病死亡的相關比冠心病大，從最適溫(分別為27-29°C和26-29°C)開始，氣溫每降1°C，死亡危險分別增加3.3%和2.8%。

地區差異、都市化程度、人口組成、社會經濟條件及空調系統的普及均與溫度相關的死亡率變化有關[14]。目前已有分別探討熱效應與冷應對敏感性族群死亡率增加的研究，同時也發現年齡為重要的因素，老人是最受溫度影響的敏感性族群[15-17]。此外，暴露於低溫與高溫環境下，其相對死亡風險與延遲效應不同，在高溫環境下，死亡率增加趨勢明顯，但延遲的時間相對較短，但低溫所造成的累加健康效應則明顯較長，可達三個星期以上[18]。

近20年台灣社會福利、健康照護、軟硬體設備及家戶空調設備普及率的增加，溫度因子所造成的老人死亡風險是否仍維持不變？此外，極端高(低)溫的健康效應除考量氣溫高低的影響外，連續數日極端氣溫的影響少有研究。在目前的大氣增溫趨勢，高溫事件發生頻率增加，而低溫日數漸減條件下，上述均是探討氣溫與健康之新議題。因此，本研究主要評估台灣北中南三個主要都會縣市地區極端氣溫及其延續數日對老人族群全死因、心肺疾病死亡之相關性，並探討該死亡風險在1994-2008年、1994-2000年及2001-2008年不同年份之影響。

材料與方法

一、研究材料

使用1980-2008年衛生署死亡登記檔、中央氣象局台北、台中及高雄氣象監測站(代號分別為466921、467490及467440)資料(平均溫度、相對濕度及大氣壓力等)以及1994-2008年各地環保署空氣品質大氣監測站資料。社會經濟指標資料來源自行政院主計處網頁，蒐集台北縣市、台中縣市、高雄縣市之人口性別組成、年齡組成、教育程度、所得收入等相關環境社會經濟指標統計資料。

二、研究方法

依照國際疾病分類碼(International Classification of Diseases, ICD)第九版萃取死亡登記檔中與氣候變異較相關的心血管疾病和呼吸道疾病死因資料，包含心血管疾病(cardiovascular diseases, CVD, ICD9 390-459)、呼吸道疾病(respiratory diseases, ICD9 460-519)以及全死因。並依照死亡檔登錄資料中所記載的地區、年齡(僅分析65歲以上)、性別及死因進行逐日統計以利後續迴歸分層分析。

整理中央氣象局各研究地區所屬測站資料，包含每日平均溫度、最高溫度及最低溫度，以探討不同都市的氣溫分布。雖然本國氣象局定義低溫特報為「台北最低溫度<10°C之日期」；若冷鋒過境後，因大陸冷氣團南下帶來冷空氣，使台北的最低溫連續兩天下降達4°C或以上者，且氣溫降至14°C或以下者，稱為寒潮。但上述的氣象定義不但未考量族群的健康效應，且有地理位置限定的問題。此外，台灣目前並未針對連續高溫或是熱浪做出任何定義。因此，本研究採用國外一般常見之做法。由於各國氣候不同，國際間各研究單位在進行氣溫與健康的研究時並無統一的極端溫度定義與標準，多數是將其研究地區的極端高溫定為該地氣溫99百分位、97百分位、95百分位及90百分位，極端低溫則為10百分位、5百分位、1百分位[15,18-21]。因此，本研究選擇各地區1980-2008年日均溫之95、99、5及1百分位值，作為極端高、低溫度事件日之溫度標準，高於95或99百分位值則視為高溫事件日，低於5或1百分位則視為低溫事件日。其中，30°C為三都會區平均溫度95百分位之相近值，而18°C為高雄地區5百分位溫度值(若選擇18°C以下，恐高雄地區較少該定義之日出現而產生分析誤差)，本研究探討上述溫度閾值增加或下降每1°C的相對風險變化。

同時整理各研究地區環保署大氣監測站每日指標污染物監測資料，每日地區別空氣污染物-氮氧化物(NO_x)、懸浮微粒(PM₁₀)及

臭氧(O₃)平均濃度值被計算並用於統計模式中以校正空氣污染對心肺疾病死亡之風險。

當熱季(5-10月)日平均溫高於地區溫度95百分位連續三天以上及冷季(1-4月、11-12月)日均溫低於5百分位連續三日以上時(參考國際研究[15,21]，以二天以上為連續事件)，我們分別定義為連續極端高/低溫事件。由於地區別日均溫高於99百分位或低於1百分位之連續日數不多，因此分析針對其連續日數上無強制要求。

為觀察1980-2008年各地區出現極端溫度事件頻率之逐年變化，以及事件發生時對65歲以上老人死亡人數之立即性影響，先將研究地區高於95百分位及低於5百分位溫度之連續事件日挑出，分別計算極端溫度日每日死亡人數除以事件前後15天內平均死亡人數，並由上述比值求得一平均值及標準差，繪圖以觀察全死因、心血管死因及呼吸道死因之死亡率比值(平均值±標準差)之逐年趨勢。

三、統計模式

評估氣象因子及空氣污染物等環境因子對族群健康危害是符合卜瓦松分配(Poisson distribution)機率，因此，研究多會採用一般廣義線性模式(generalized linear models, GLM)或是廣義累加模式(generalized additive model, GAM)來進行風險評估。但在探討環境因子變化與族群健康關係時，必須要考量危險因子延遲數日的後續效應，若利用一般廣義線性模式或是廣義累加模式分析時常會出現死亡置換效應(mortality displacement effect)的情形。因此，本研究利用遞延分配模式(distributed lag model, DLM)加總氣溫每單位變化下延續一段觀察期之總死亡風險，便可排除上述所說的風險估計值隨延遲天數變化的差異[22,23]。

由於多數研究指出高溫的影響最長可連續7日[2,19,24]，低溫的影響最長可連續22日[18]。因此，DLM累加熱季>30°C每增溫1°C之7日內總相對風險，以及冷季<18°C每降溫1°C之21日內總相對風險。同時，極端溫度(>95%或<5%連續3日以上或>99%

及<1%之日子)事件亦被視為另一類別變項(extremes)放入模式中，以釐清死亡風險是單純由溫度亦或是連續溫度事件所影響。上述分析將依研究地區、疾病別死因及年份(1994-2000年、2001-2008年及1994-2008年)分層分析之，由於本模式會先將依變項數值經對數轉換後(Log E[Y_t])再做線性模式運算，因此，自變項所得估計值為對應Log E[Y_t]之相對風險值，最終所有風險因子估計值將以指數轉換成相對風險(relative risk, RR)及其95%信賴區間(confidence intervals, CI)來呈現。模式如下：

$$\text{LogE}[Y_t] = \sum_{i=0}^4 X_i + \sum_{i=0}^{\substack{21d \text{ for } <18^\circ\text{C} \\ 7d \text{ for } >30^\circ\text{C}}} (T_{\text{avg},i}, \text{threshold} = 18, 30^\circ\text{C}) \\ + \text{extremes} + \text{NS}(\text{RH}, 4) + \text{Flu} + \text{NS}(\text{time}, 7/\text{year})$$

其中，依變項Y_t為每日死因別死亡人數；自變項X_i為NO_x、PM₁₀及O₃每日濃度，DLM將各別估算各污染物每增加一單位之死亡相對風險在不同延遲日下的估計值，最終將累計0至4天的死亡相對風險來呈現；同理，當熱季每日平均溫度(T_{avg,t})>30°C，每增溫1°C之死亡相對風險累加7日，當冷季<18°C，每降溫1°C之死亡風險累加21日；極端高低溫連續3日以上，則以類別因子(extremes)放入模式；模式亦以自然雲形線[4][natural cubic splines, NS，自由度(degrees of freedom, df)為4]校正相對濕度(relative humidity, RH)之影響[2]。由於呼吸道病毒顯著影響心肺疾病病患之健康，甚至導致死亡[25]，因此，分析環境因子對族群健康影響上，需額外校正呼吸道病毒的影響。但由於本研究年限並不完全包含台灣呼吸道病毒調查年限，無法放入校正，取而代之以每日肺炎及流行性感胃(Flu, ICD9 480-487)死亡人數校正之，國外研究在無呼吸道病毒資料下，每日肺炎及流感死亡人數亦可做為有效的校正因子[26]。其他無法由模式變項解釋之疾病長期趨勢，則在模式放入日期(time, NS, df=7/年)[21]校正之，假日、週次日期亦放入校正之。

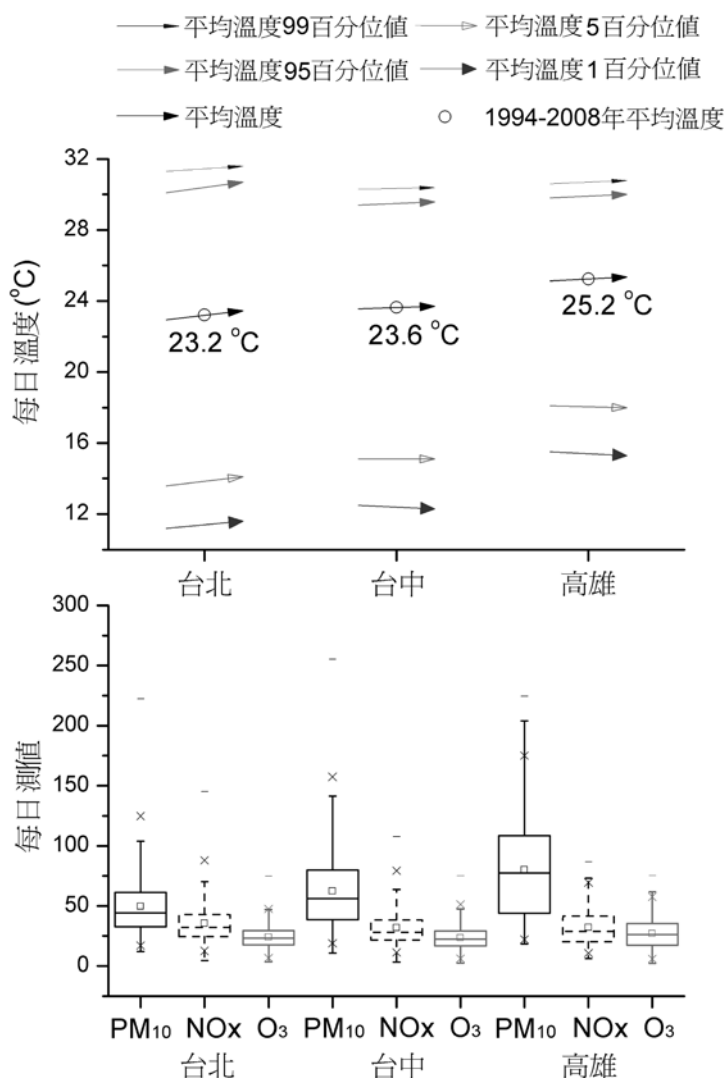
模式判斷準則為 Akaike's information criterion (AIC)，AIC值愈小模式愈佳。本

分析所有數值資料均以統計軟體SAS 9.1版 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)及R 2.11版進行。受限於空氣污染資料始自1994年，模式分析相對風險部分僅針對1994-2008年分析之。

結 果

一、研究地區描述性統計

三都會區中以高雄的日平均溫度最高，但是，99、95、5及1百分位溫度值，均是以台北地區出現最高(低)之極端值(圖一)。空

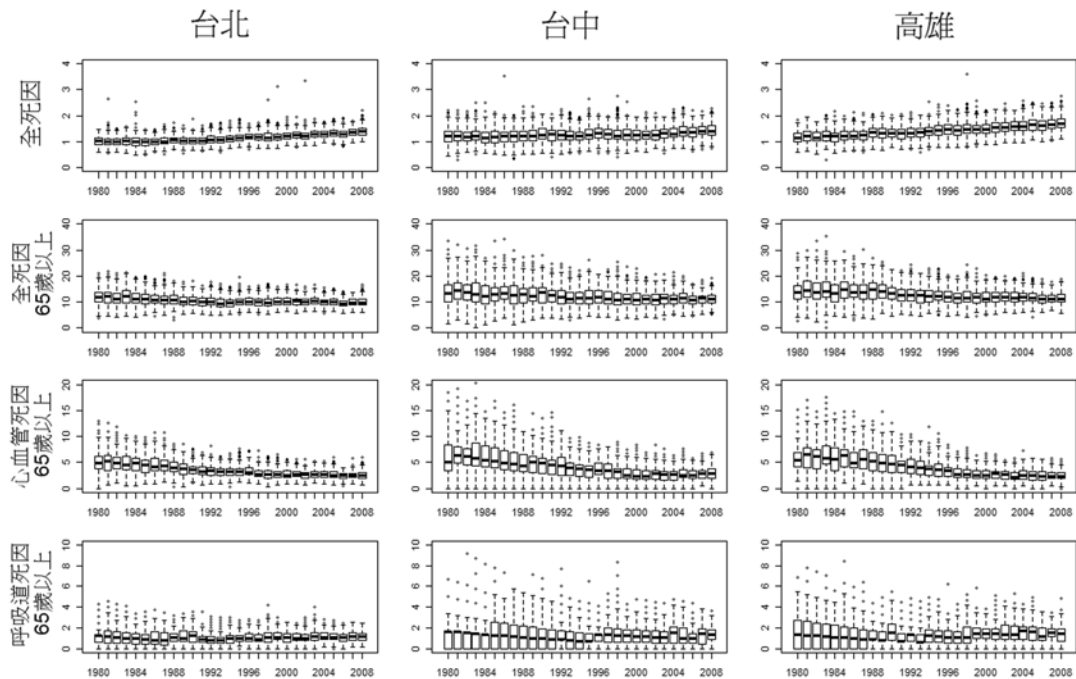


圖一 1994-2008年台灣三大都會區每日大氣環境觀測值

(上圖：由上至下依序代表99百分位、95百分位、平均值、5百分位及1百分位值，其中箭頭起點為1994-2000年之觀測值，箭頭終點為2001-2008年觀測值；下圖為1994-2008年每日空氣污染測值箱型圖，箱型圖內線為中位數，箱型圖上下線分別為75百分位及25百分位值，箱型圖外上下線為最大值及最小值，其餘點為離群值，PM₁₀之單位為 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ，NO_x及O₃為ppb)

氣污染部分，NO_x及O₃在三都會區平均濃度相近，高雄地區的PM₁₀顯著較台北及台中地區高。分析1980-2008年65歲以上族群逐年死因別每日平均死亡率(圖二)，全死因、心血管疾病及呼吸道疾病死因死亡率皆以台中、高雄地區略高於台北地區。趨勢上，心

血管疾病死亡率緩慢下降至1996年左右後達平穩狀態，全死因則為緩慢上升趨勢。表一為2000年研究地區—台北、台中及高雄社會經濟概況，稅收及空調安裝率以台中最低，獨居老人比例、低收入戶人口比例及空調安裝率以高雄最高。教育程度及社經以台北地區最好。



圖二 1980-2008年台灣三大都會區死因別逐年每日平均死亡率(1/100,000)
(箱型圖內線為中位數，箱型圖上下線分別為75百分位及25百分位值，虛線上下線為最大值及最小值，其餘點為離群值)

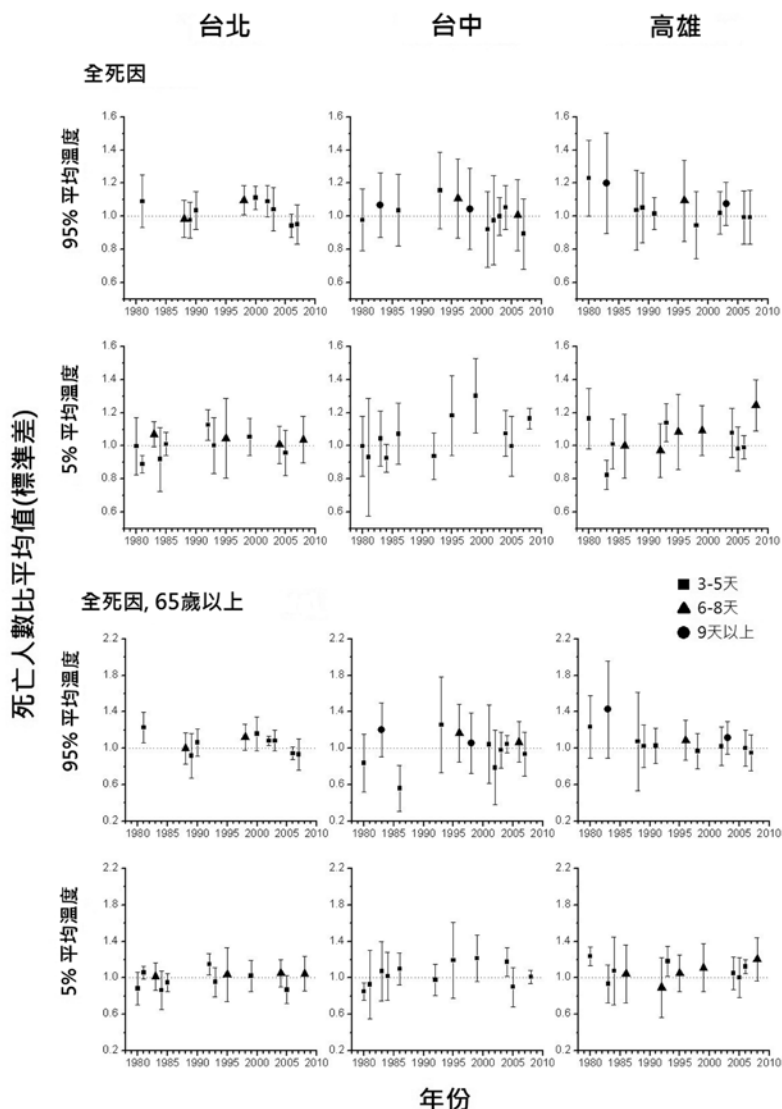
表一 2000年研究地區土地及社會經濟概況[38]

	台北	台中	高雄
緯度，°N	25.0	24.2	23.0
人口密度，人/平方公里	5,737	3,319	5,073
65歲以上人口比例，%	8.07	6.83	7.76
平均每人稅賦，千元	152	50.7	78.8
15歲以上高等教育比例，%	32.9	26.4	22.4
低收入戶人口數占該縣(市)人口比率，人/萬人	0.67	0.24	0.80
2008年獨居老人，% [39]	0.98	1.03	1.71
2006年空調安裝率，% [40]	79.2	76.0	84.0

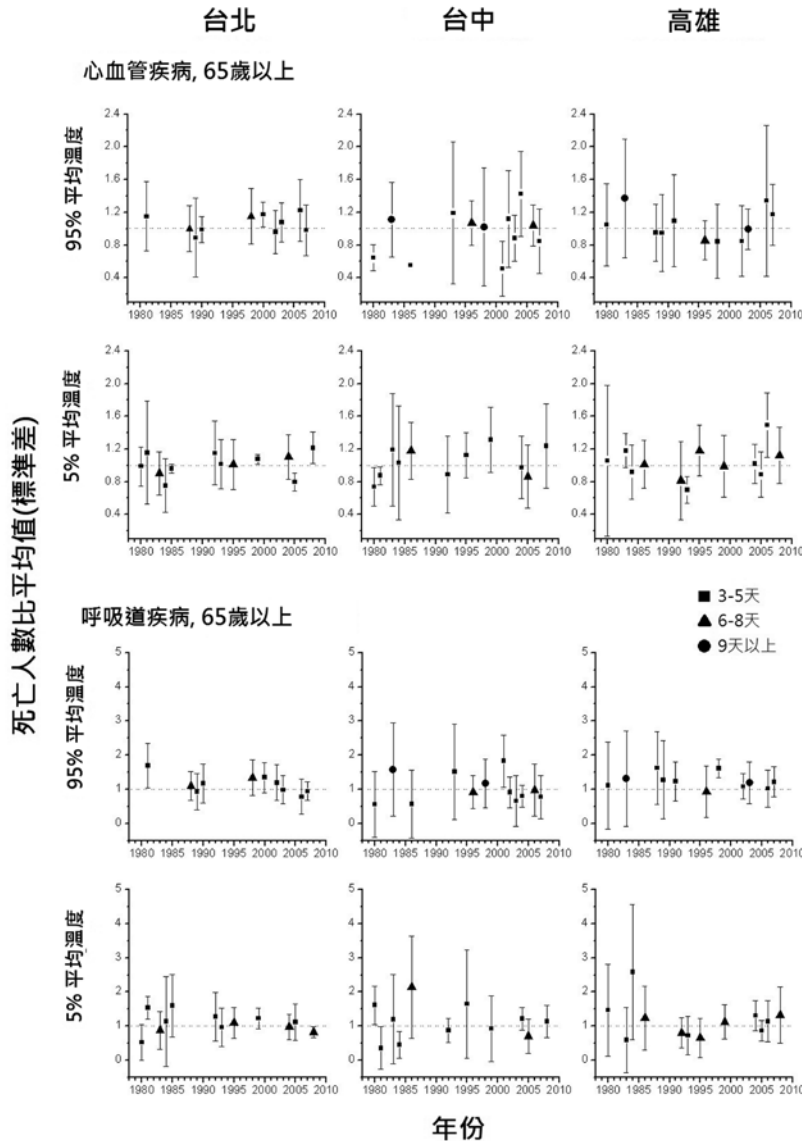
二、極端溫度事件與死因別死亡率

根據1980-2008年各地區熱季(5-10月)平均溫度95百分位(95%平均溫度)及冷季(1-4月、11-12月)平均溫度5百分位值(5%平均溫度)選取出各地區連續3日以上極端溫度事件，結果呈現於圖三及圖四。在此29年間，三都會區發生本研究定義之95百分位及5百

分位之極端高低溫事件均約為12次，若以10年做為區分，可明顯觀察到除了高雄地區，台北及台中地區有明顯的高溫事件發生頻率增加，但低溫事件發生頻率減少的情形，特別是比較1980-1989年與2000-2008年兩個時期之事件出現頻率，更可發現此差異。冷季出現低溫的連續日數上，以高雄最易出現連



圖三 1980-2008年台灣三大都會區95百分位(95%平均溫度)及5百分位(5%平均溫度)溫度事件日之全死因每日平均死亡人數比率(=事件日每日死亡人數/事件前後15日平均死亡人數)之平均值與標準差



圖四 1980-2008年台灣三大都會區95百分位(95%平均溫度)及5百分位(5%平均溫度)溫度事件日之心血管(cardiovascular diseases)及呼吸道(respiratory diseases)疾病死因每日平均死亡人數比率(=事件日每日死亡人數/事件前後15日平均死亡人數)之平均值與標準差

續6日以上，也許與該地區日均溫5百分位值僅為18°C有關。

觀察各地區逐年極端溫度事件時期之疾病別死亡率比值，可發現台中及高雄地區死亡率比值變異性較台北大，熱季高溫事件的死亡率比值在2000年後有降低趨勢，以全死

因、呼吸道死因的族群較為明顯。相較之下，上述疾病別死亡率比值在低溫事件時並沒有受到年份的影響有明顯的變化趨勢，唯心血管疾病死亡率比值有些微上升之趨勢。進一步觀察是否會因極端溫度連續日數愈長而導致愈高的死亡率比值，初步無顯著差異。

三、極端溫度之累加死亡相對風險

由圖三及圖四所觀察到的死亡率比值趨勢，我們更進一步的將分析年份分為1994-2000年、2001-2008年以及1994-2008年。在高溫效應部分(表二)，可顯著觀察到三個都會區及台北地區之65歲以上人口，在1994-2008年間之全死因及心血管死因死亡人數與升溫具顯著相關性，心血管與增溫的相關性略高於全死因，每增溫1°C，台北地區全死因及心血管死亡約增加5%。若比較1994-2000年及2001-2008年之溫度風險，可發現1994-2000年之溫度風險均略高於2001-2008年之溫度風險，顯示都會區族群可能已針對平均溫度升高採取一些調適行為。呼吸道疾病死亡與高溫的統計相關則不明顯。

在低溫效應部分(表三)，雖然18°C在高雄地區算是5百分位低溫值，但對於台北及台中地區而言，18°C仍遠高於其5百分位溫度值，但仍可觀察到<18°C之低溫對三都會區全死因及心血管疾病死亡的顯著影響。1994-2008年合併估計，於18°C每降溫1°C累計21日之死亡風險在高雄地區之估計值最高，對全死因之RR為1.07 (95% CI: 1.05-1.10)，對心血管死亡之RR為1.09 (95%

CI: 1.03-1.14)，對台北及台中，全死因及心血管RR皆分別為1.03及1.04。再比較不同分析年份的溫度死亡風險，除了高雄地區呼吸道疾病死亡風險驟變外，在全死因及心血管疾病死因方面，死亡風險不但沒有下降，甚至部分略升，顯示國人在冷季時對低溫調適行為並未隨年份而增加。

考慮溫度的延遲效應，並計算累加升降溫1°C之死亡風險後，原本預期可能觀察到的>95%及<5%的高低氣溫連續3天以上或>99%及<1%溫度事件日之健康風險，除了台中地區在1994-2000年間，<5%的低溫連續3天以上造成顯著全死因死亡風險(RR=1.24 (95% CI: 1.05-1.46))，其他分析結果皆不顯著(結果未示)。

討 論

本研究發現近十年來台灣都會區極端高溫事件發生頻率有增加的趨勢，但低溫事件頻率則漸減；極端高低溫對台灣台北、台中及高雄三大都會區65歲以上老年族群會造成全死因及心血管死因的增加，但對呼吸道死因影響則較不明顯，其中，超過30°C之高溫對台北的影響較大，而低於18°C之低溫對高雄的影響較大；此外，結果也顯示台灣65歲

表二 1994-2008年間，研究地區熱季日均溫高於30°C每增溫1°C時65歲以上族群累計7日之死亡風險

年份	研究地區	全死因		心血管		呼吸道	
		RR	95% CI	RR	95% CI	RR	95% CI
1994-2000	三個都會區	1.06	1.02-1.10	1.09	1.01-1.18	1.08	0.95-1.23
	台北	1.07	1.02-1.12	1.12	1.03-1.22	1.10	0.95-1.28
	台中	1.08	0.94-1.24	1.19	0.91-1.55	0.93	0.59-1.47
	高雄	0.98	0.89-1.09	0.94	0.77-1.14	0.99	0.71-1.39
2001-2008	三個都會區	1.03	1.00-1.05	1.04	0.98-1.09	1.05	0.97-1.14
	台北	1.04	1.01-1.07	1.03	0.97-1.09	1.06	0.96-1.16
	台中	1.01	0.92-1.11	1.05	0.97-1.27	1.04	0.77-1.41
	高雄	1.04	0.97-1.12	1.08	0.93-1.26	1.03	0.84-1.27
1994-2008	三個都會區	1.03	1.01-1.05	1.05	1.01-1.10	1.03	0.96-1.10
	台北	1.05	1.02-1.08	1.05	1.00-1.11	1.06	0.97-1.15
	台中	1.04	0.96-1.13	1.10	0.93-1.29	1.00	0.77-1.30
	高雄	1.02	0.96-1.08	1.04	0.92-1.18	1.00	0.83-1.20

表三 1994-2008年間，研究地區冷季日均溫低於18°C每降溫1°C時65歲以上族群累計21日之死亡風險

年份	研究地區	全死因		心血管		呼吸道	
		RR	95% CI	RR	95% CI	RR	95% CI
1994-2000	三個都會區	1.02	1.01-1.03	1.02	1.00-1.04	1.00	0.96-1.03
	台北	1.02	1.01-1.04	1.03	1.01-1.06	1.00	0.96-1.04
	台中	1.04	1.01-1.06	1.06	1.02-1.11	1.02	0.95-1.10
	高雄	1.08	1.03-1.12	1.05	0.97-1.14	1.16	1.02-1.31
2001-2008	三個都會區	1.02	1.01-1.03	1.04	1.02-1.05	1.00	0.97-1.03
	台北	1.03	1.02-1.04	1.05	1.03-1.07	1.01	0.98-1.04
	台中	1.02	1.00-1.04	1.03	0.99-1.08	1.00	0.94-1.07
	高雄	1.06	1.03-1.09	1.08	1.01-1.05	0.99	0.90-1.08
1994-2008	三個都會區	1.02	1.01-1.03	1.03	1.02-1.04	1.00	0.98-1.02
	台北	1.03	1.02-1.04	1.04	1.02-1.05	1.00	0.98-1.03
	台中	1.03	1.01-1.04	1.04	1.01-1.08	1.01	0.96-1.06
	高雄	1.07	1.05-1.10	1.09	1.03-1.14	1.03	0.95-1.11

以上族群人口對於高溫可能有採取調適行為的現象，但低溫事件之調適則仍不顯著。

全球氣候變遷所造成的全球平均氣溫上升，到都會區因地形及綠地減少形成熱島效應所造成的局部升溫現象，讓都會區中對溫度變化較敏感族群像是貧窮，老人，小孩或是原本健康已受損的人容易有負面健康效應[14]。本研究結果顯示台灣北、中、南三大都會區之日均溫隨著緯度上升而下降，台北都會區在相對高溫95及99百分位值與相對低溫5及1百分位值都呈現最高與最低的極端氣溫，顯示台北都會區相對最易受到地形與熱島效應的影響造成極端高(低)溫事件發生，高雄極端溫度的變化則較不明顯。

觀察三都會區高溫造成的效應，台北都會區在全死因與呼吸道死因上每增溫1°C所增加的風險皆為5%，呈現統計顯著，台中都會區心血管死因增加最高可達19% (1994-2000年)，因變動差異大未達統計顯著程度，高雄都會區則為最低且相對較不顯著，推測可能原因為高雄地區有較高的空調設備設置比例，因空調使用而降低外環境高溫風險，或是有其他行為調適方式而相對下較可接受高溫壓力。

研究指出隨著整體氣溫條件改變，部分人口族群可能隨著溫度改變而調整與

適應[27,28]。本研究比較1994-2000年及2000-2008年兩時期資料，台灣三都會區高溫的死亡風險趨緩，但低溫的死亡風險不降反略增，顯示國人對於高溫似已採取行為調適的現象，但低溫則不明顯，此結果與美國研究相似[29]，在1987-2000年時期，高溫風險為每增加10°F會增加4.7%的心血管死亡人數，但在2000年後，高溫效應卻為-0.4%，顯示高溫調適的存在。另一跨國研究亦證實人類處在較高日均溫環境下則有較高的耐熱閾值，可以忍受較高的熱效應，但耐冷閾值則相對較不受氣候的影響[30]，上述之發現可用來進一步探討溫度調適因子及規劃未來溫度預警系統時的參考。

國外有關溫度對健康的分析可分為兩類：一為觀察某一連續高低溫度事件對健康的影響，另一類則為觀察一段長時間溫度對地區健康之時序影響。由於極端氣溫的定義無標準答案，更因評估族群而異，本研究之高低溫極端事件定義並非依照台灣中央氣象局的低溫特報或寒潮定義，而是參考國外相關流行病學研究結果，是以百分位定義之[15,18-21]，主要是考量群眾有適應當地水土氣候的情形。此外，採用百分位溫度定義也可避免單一極端溫度定義設定上對死亡風險評估的影響(高估或低估)，可以進一步比

較相對溫度(不同極端溫度數值)對於死亡是
否有不同的影響。

目前有關極端溫度連續數日對健康的影響，國外研究並不多，Anderson與Bell使用廣義加法模型探討美國連續高溫對死亡之影響，結果發現以心血管疾病死亡最具相關[21]。然而，Hajat等人利用累計延遲效應模式分析歐洲部分都會區連續高溫之死亡風險，結果發現原本單一日風險評估方式可得極端溫度連續數日之正相關風險，在考量60日溫度遞延影響後，僅剩熱浪與呼吸道疾病死亡具正相關[15]。本研究觀察冷熱兩季溫度效應之延遲日，同時將每日溫度測值及連續溫度事件放入模式中，並觀察個別效應做進一步討論，目前本國類似的研究並不多見，可有助於釐清連續極端溫度與長時間溫度效應之差別。本研究發現高溫的影響在延遲0~1日時最大，也最易達統計顯著，而低溫的影響多以延遲1日、5日及9日較為顯著。本研究考慮溫度的延遲效應後，原本預期可能觀察到的>95%、>99%、<5%及<1%的極端氣溫連續事件日之健康風險結果多數不顯著。此發現與Hajat等之研究結果相近[15]。選用不同模式以及是否考慮溫度延遲累計影響，均會導致極端溫度連續數日之風險估計差異。若排除統計模式的可能影響，可發現極端高溫連續事件對我國都會區死亡風險之影響並未如增、降溫來的顯著，這也點出了除了連續溫度事件的預警與災害預防外，平時的溫度預測及公共衛生防護政策宣導更為重要。

當考慮溫度健康效應時除考慮地區氣候差異性，族群對溫度之適應性外，其他的可能干擾因子像是空氣污染程度及整體社會經濟條件也須納入。極端氣溫尤其是高溫時可能增加空氣污染物像是臭氧或是高氧化性物質(二次微粒)的產生，同時也會造成心血管或呼吸道的死亡率增加。為避免空氣污染物的干擾，本研究於分析時將氮氧化物，PM₁₀及臭氧等污染物一併納入模式中進行校正，以利更正確的了解溫度效應可能造成的死亡風險。

部分研究評估使用室內空調及暖氣裝置

在溫度對死亡風險評估上可能的影響，使用室內冷氣設備可能會降低夏季熱暴露的死亡風險[2,27,31-34]，但這部分的保護作用僅適用於室內中央空調而不包含一般居家獨立空調[31,35]，可能與高溫環境下空調設備有無開啟使用較有關。一份早期的研究就直接指出空調的可近性僅能解釋小部分的夏季熱相關死亡情形，死亡風險仍由溫度所決定[36]。反之，缺乏暖氣系統可能增加冬季死亡風險，但同樣因地而異[33,34,37]。

除不同的空調設備設置外，溫度所造成的健康效應仍與社會經濟因子-收入、教育程度及職業特性有關，本研究僅以空調系統的設置與老年人口組成做為比較都會區差異，唯資料限制而無法納入完整詳細的社會經濟長期資訊，這部分為本研究的限制，針對其他可能之社會經濟影響因子，仍須分析與探討以校正該生態評估方式可能導致風險估計的系統誤差。

本研究發現台北、台中及高雄都會區65歲以上族群，暴露極端高(低)溫連續數日事件的死亡風險並不顯著，但高溫與低溫健康效應卻具統計相關，以全死因及心血管死因受到的影響最大。現有數據呈現，2000年後高溫致死風險較2000年前來的降低，但低溫的死亡風險卻未有明顯改變，顯示台灣居民可能已對氣候採取地域調適行為，但這方面本土城鄉差異與影響機制仍值得後續研究。我們也預期2040-2050及2090-2100的台灣高溫日數會更增加，甚至出現40°C以上的氣溫，而低溫日數會減少[1]。在未來台灣老年人口逐漸增加趨勢下，不論高低溫之變化所造成的族群健康衝擊均值得有關單位重視。

致 謝

感謝衛生署提供死亡登記資料，中央氣象局提供氣象監測資料及環保署所提供之空氣品質監測資料。本研究之結果陳述不代表上列各單位。本研究由國科會經費(NSC 96-3111-B-033-001、97-2625-M-039-003以及NSC 98-2621-M-039-001)補助完成，特此致謝。

參考文獻

1. 宋鴻樟：氣候變遷對台灣公共衛生的衝擊及脆弱度評估與因應策略。台北：行政院國家永續發展委員會，2009。
Sung FC. Public Health Impact, Vulnerability Assessment and Strategies for Response to Climate Change in Taiwan. Taipei: National Council for Sustainable Development, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan), 2009. [In Chinese: English abstract]
2. Braga ALF, Zanobetti A, Schwartz J. The effect of weather on respiratory and cardiovascular deaths in 12 US cities. *Environ Health Perspect* 2002;**110**:859-63.
3. Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Heat-related deaths -- Dallas, Wichita, and Cooke counties, Texas, and United States, 1996. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep* 1997;**46**:528-31.
4. Alberdi JC, Diaz J, Montero JC, Miron I. Daily mortality in Madrid community 1986-1992: relationship with meteorological variables. *Eur J Epidemiol* 1998;**14**:571-8.
5. Kunst AE, Looman CW, Mackenbach JP. Outdoor air temperature and mortality in The Netherlands: a time-series analysis. *Am J Epidemiol* 1993;**137**:331-41.
6. The Eurowinter Group. Cold exposure and winter mortality from ischaemic heart disease, cerebrovascular disease, respiratory disease, and all causes in warm and cold regions of Europe. *Lancet* 1997;**349**:1341-6.
7. Anderson TW, Le Riche WH. Cold weather and myocardial infarction. *Lancet* 1970;**1**:291-6.
8. Kalkstein LS, 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.
9. Martens WJM. Climate change, thermal stress and mortality changes. *Soc Sci Med* 1998;**46**:331-44.
10. Basu R. High ambient temperature and mortality: a review of epidemiologic studies from 2001 to 2008. *Environ Health* 2009;**8**:40.
11. Baccini M, Biggeri A, Accetta G, et al. Heat effects on mortality in 15 European cities. *Epidemiology* 2008;**19**:711-9.
12. 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**:1397-408.
13. Pan WH, Li LA, Tsai MJ. Temperature extremes and mortality from coronary heart-disease and cerebral infarction in elderly Chinese. *Lancet* 1995;**345**:353-5.
14. O'Neill MS, Ebi KL. Temperature extremes and health: impacts of climate variability and change in the United States. *J Occup Environ Med* 2009;**51**:13-25.
15. Hajat S, Armstrong B, Baccini M, et al. Impact of high temperatures on mortality: is there an added heat wave effect? *Epidemiology* 2006;**17**:632-8.
16. 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**:2158-64.
17. Almeida SP, Casimiro E, Calheiros J. Effects of apparent temperature on daily mortality in Lisbon and Oporto, Portugal. *Environ Health* 2010;**9**:12.
18. Pattenden S, Nikiforov B, Armstrong BG. Mortality and temperature in Sofia and London. *J Epidemiol Community Health* 2003;**57**:628-33.
19. Hajat S, Kovats RS, Atkinson RW, Haines A. Impact of hot temperatures on death in London: a time series approach. *J Epidemiol Community Health* 2002;**56**:367-72.
20. Diaz J, Garcia R, Velazquez de Castro F, Hernandez E, Lopez C, Otero A. Effects of extremely hot days on people older than 65 years in Seville (Spain) from 1986 to 1997. *Int J Biometeorol* 2002;**46**:145-9.
21. Anderson BG, Bell ML. Weather-related mortality: how heat, cold, and heat waves affect mortality in the United States. *Epidemiology* 2009;**20**:205-13.
22. Zanobetti A, Wand MP, Schwartz J, Ryan LM. Generalized additive distributed lag models: quantifying mortality displacement. *Biostatistics* 2000;**1**:279-92.
23. Peng RD, Dominici F. *Statistical Methods for Environmental Epidemiology with R-A Case Study in Air Pollution and Health*. New York: Springer, 2008.
24. Semenza JC, Rubin CH, Falter KH, et al. Heat-related deaths during the July 1995 heat wave in Chicago. *N Engl J Med* 1996;**335**:84-90.
25. Jansen AG, Sanders EA, Hoes AW, van Loon AM, Hak E. Influenza- and respiratory syncytial virus-associated mortality and hospitalisations. *Eur Respir J* 2007;**30**:1158-66.
26. Braga AL, Zanobetti A, Schwartz J. Do respiratory epidemics confound the association between air pollution and daily deaths? *Eur Respir J* 2000;**16**:723-8.
27. Davis RE, Knappenberger PC, Michaels PJ, Novicoff WM. Changing heat-related mortality in the United States. *Environ Health Perspect* 2003;**111**:1712-8.
28. Knowlton K, Lynn B, Goldberg RA, et al. Projecting heat-related mortality impacts under a changing climate in the New York City region. *Am J Publ*

- Health 2007;**97**:2028-34.
29. Barnett AG. Temperature and cardiovascular deaths in the US elderly: changes over time. *Epidemiology* 2007;**18**:369-72.
30. McMichael AJ, Wilkinson P, Kovats RS, et al. International study of temperature, heat and urban mortality: the 'ISOTHURM' project. *Int J Epidemiol* 2008;**37**:1121-31.
31. O'Neill MS, Zanobetti A, Schwartz J. Disparities by race in heat-related mortality in four US cities: the role of air conditioning prevalence. *J Urban Health* 2005;**82**:191-7.
32. Naughton MP, Henderson A, Mirabelli MC, et al. Heat-related mortality during a 1999 heat wave in Chicago. *Am J Prev Med* 2002;**22**:221-7.
33. Medina-Ramon M, Schwartz J. Temperature, temperature extremes, and mortality: a study of acclimatization and effect modification in 50 United States cities. *Occup Environ Med* 2007;**64**:827-33.
34. Curriero FC, Heiner KS, Samet JM, Zeger SL, Strug L, Patz JA. Temperature and mortality in 11 cities of the eastern United States. *Am J Epidemiol* 2002;**155**:80-7.
35. Rogot E, Sorlie PD, Backlund E. Air-conditioning and mortality in hot weather. *Am J Epidemiol* 1992;**136**:106-16.
36. Chestnut LG, Breffle WS, Smith JB, Kalkstein LS. Analysis of differences in hot-weather-related mortality across 44 U.S. metropolitan areas. *Environ Sci Pol* 1998;**1**:59-70.
37. Aylin P, Morris S, Wakefield J, Grossinho A, Jarup L, Elliott P. Temperature, housing, deprivation and their relationship to excess winter mortality in Great Britain, 1986-1996. *Int J Epidemiol* 2001;**30**:1100-8.
38. 行政院主計處：2000年統計資料。http://www.dgbas.gov.tw/mp.asp?mp=1。引用2010/06/30。Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan). National statistics, 2000. Available at: http://www.dgbas.gov.tw/mp.asp?mp=1. Accessed June 30, 2010. [In Chinese]
39. 內政部統計處：2000年台灣土地面積與人口密度。http://www.moi.gov.tw/stat/. 引用2010/06/30。Department of Statistics, Ministry of the Interior. Taiwan's land area and population density, 2000. Available at: http://www.moi.gov.tw/stat/. Accessed June 30, 2010. [In Chinese]
40. 內政部營建署：台閩地區住宅狀況調查。台北：內政部營建署，2006。Construction and Planning Agency, Ministry of the Interior. Residence Status Survey in the Taiwan-Fukien Area. Taipei: Construction and Planning Agency, Ministry of the Interior, 2006. [In Chinese]

A chronological study of mortality risks associated with extreme temperature for elderly populations in metropolitan areas of Taiwan

YU-KAI LIN¹, YU-CHUNG WU², LING-YA HUANG³, CHIA-MING LIN¹,
TRONG-NENG WU³, CHANG HUNG CHOU⁴, FUNG-CHANG SUNG^{3,5}, YU-CHUN WANG^{2,*}

Objectives: To evaluate the mortality risks from all causes as well as cardiorespiratory diseases associated with extreme temperatures among the elderly in the Taipei, Taichung and Kaohsiung areas of Taiwan from 1994-2008. **Methods:** We used the distributed lag model to analyze the 7-day cumulative mortality risks associated with 1°C daily average temperature increases above 30°C and the 21-day cumulative mortality risks associated with 1°C daily average temperature decreases below 18°C in the study areas. Relative risks associated with extreme temperature (>95% and <5%) for more than 3 consecutive days were also evaluated. **Results:** Taipei had a significant 5% excess mortality from all causes as well as cardiovascular diseases as daily average temperature above 30°C with each 1°C rise. Low temperature resulted in higher risks in Kaohsiung where the relative risk was 1.07 (95% CI: 1.05-1.10) for mortality from all causes and 1.09 (95% CI: 1.03-1.04) for mortality from cardiovascular diseases as the daily average temperature below 18°C decreased by each 1°C. We observed adaption for high temperature but not cold temperature. No significant associations were observed between temperature changes of 1°C and mortality from respiratory diseases. **Conclusions:** Cumulative mortality risks from all causes and cardiovascular diseases were significantly associated with high and low temperatures in metropolitan areas of Taiwan. The impact of each 1°C temperature change appeared to be greater for people in the Taipei area than for those in other areas. (*Taiwan J Public Health*. 2011;**30**(3):277-289)

Key Words: cardiovascular, respiratory, mortality, temperature

¹ Institutue of Environmental Health, College of Public Health, National Taiwan University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

² Department of Bioenvironmental Engineering, College of Engineering, Chung Yuan Christian University, No. 200, Chung-Pei Rd., Chung Li, Taoyuan, Taiwan, R.O.C.

³ Institute of Environmental Health, College of Public Health, China Medical University, Taichung, Taiwan, R.O.C.

⁴ Institute of Ecology and Evolutionary Biology, College of Life Sciences, China Medical University, Taichung, Taiwan, R.O.C.

⁵ Management Office for Health Data, China Medical University Hospital, Taichung, Taiwan, R.O.C.

* Correspondence author. E-mail: ycwang@cycu.edu.tw

Received: Jul 28, 2010 Accepted: Feb 8, 2011