靜宜人文社會學報 第六卷第二期
2012 年 7 月 頁 107-152

研究論文

臺灣死亡率之空間分析

王德睦
國立中正大學社會福利學系教授
張國偉*
國立中正大學社會福利研究所博士候選人
陳昭榮
國立中正大學社會福利學系專任講師
林怡婷†
國立中正大學社會福利學系博士生
黃怡婷‡
國立中正大學社會福利學系專任研究助理

收稿日期：2012 年 2 月 23 日，接受刊登日期：2012 年 4 月 15 日。

* 通訊作者。地址：嘉義縣民雄鄉三興村大學路 168 號 電話：0910529001，E-mail：koweichang@gmail.com

† 並列第三作者。

‡ 並列第三作者。

中文摘要

本文使用地區擴散取向討論鄉鎮地區別兩性死亡率下降，並修正 Montgomery and Casterline（1993）使用鄉鎮內擴散與跨鄉鎮擴散之時間序列模型方法。分析資料來源取臺灣地區 1980 年、1990 年、2000 年三波戶口及住宅普查資料，及 1980、1981、1990、1991、2000、2001 等六年的死亡人口登記資料，討論臺灣兩性之標準化死亡率下降過程與影響之結構因子。結果發現，兩性地區別標準化死亡率呈下降集中的趨勢，城鄉差異明顯。進一步使用二階段迴歸方程式分析鄉鎮內死亡率下降之空間擴散現象，發現前一年死亡率會顯著影響後一年的死亡率高低；其次，進行跨鄉鎮擴散分析，也發現相鄰鄉鎮死亡率高低，亦呈現顯著正向的影響。最後，死亡率持續下降且呈現朝鄰近鄉鎮擴散之現象，表示臺灣整體生活水準與醫療技術逐年進步，而於 1995 年實施全民健康保險後，死亡率不均之地區差異，仍無法有效改善，值得相關單位重視。

關鍵字：標準化死亡率、鄉鎮內擴散、跨鄉鎮擴散

Spatial Analysis of Mortality Rate in Taiwan

Te-Mu, Wang

Professor, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Kuo-Wei, Chang[§]

Ph.D. Candidate, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Jun-Rong, Chen

Lecturer, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Yi-Ting, Lin

Ph.D. Student, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Yi-Ting, Huang

Research Assistant, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

Abstract

In this paper, we applied the spatial diffusion approach to investigate factors that are associated with the decline of the standardized death rate (SDR) at the township level. The approach is based upon the time series within- and cross-township diffusion models proposed by Montgomery and Casterline in 1993.

The data were derived from two sources, including socio-economic indicators from the Population and Housing Census and the SDR from Taiwan-Fukien Demographic Fact Book, Republic of China. The results show that for males and females the SDR is in decline at the township level and that there exists a discrepancy between urban and rural areas. A further analysis of two-stage regression models suggests that a decline in mortality within the township is associated with a decline in the previous year. In addition, spatial autocorrelation

[§] Correspondent Author. E-mail address: koweichang@gmail.com

exists at the town level.

Finally, the continuous decline in mortality may imply an improvement in living standard and medical services. However, the introduction of national health insurance in 1995 has not ameliorated the spatial discrepancy of mortality, which demands further scrutiny by health policies

Keywords：Standardized Death Rate（SDR）, Within Township Diffusion, Cross Township Diffusion

壹、 背景與目的

近幾十年來，有越來越多研究致力於使用創新擴散理論（Diffusion Theory）從空間擴散的角度來解釋生育率的下降的趨勢與相關地理區之影響因素（Sun and Ting, 1988；Montgomery and Casterline, 1993；劉雅君、唐代彪、鄧志松，2009）。而地區別死亡率下降之地理空間分析在臺灣，卻少有研究直接重視與處理。先進國家死亡率於本世紀裡來紛紛降至低點的同時，欲進一步瞭解死亡率的變化，就不應僅僅觀察時間趨勢的變遷，也必須要逐漸將研究的焦點轉移至地理區上健康與死亡率差異的情況，亦即討論地理之健康不均（Macintyre, Ellaway＆Cummins, 2002；Starfield, 2006；Curtis, Setia & Quesnel-Vallee, 2009）。

而『死亡率』（mortality rate）一般是用來了解對於疾病、意外與其他造成死亡因素的控制效果。在人口學的研究上，通常關注於死亡率的研究多於關注健康研究上，因爲死亡率常可反應出一社會許多面向問題，一個社會的死亡水準不但與該社會的人口增減有關，也代表該社會的健康狀況（Rowland, 2003: 180-219）。

因此，本文欲使用臺灣地區 1980 年、1990 年、2000 年三波的人口普查資料輔以 1980、1981、1990、1991、2000、2001 年之臺閩地區死亡人口登記資料，進一步分析兩性死亡率下降過程中的鄉鎮地區別擴散情況變化趨勢，並藉由普查資料中對於鄉鎮別之社會人口、社會經濟、地區醫療資源等地區結構性變化，討論兩性在死亡率下降過程中是否存在地區性的差異，以及是否具有高度的空間相關性。

討論空間分析前，我們先討論兩性死亡率的時間變化趨勢，其次，爲了進一步比較兩性地區別死亡率，採取標準化死亡率的計算，去除各鄉鎮區因兩性人口組成的差異，而導致粗死亡率無法比較，並用 GIS 地圖的視覺呈現方式，簡易表達出死亡率的空間差異，最後使用空間統計分析，討論鄰近擴散的效果與影響因子。

一、 兩性死亡率變遷的時間趨勢

首先，觀察 1909 年至 2009 年臺灣兩性粗死亡率的趨勢變化（圖 1）。可以看到，臺灣粗死亡率[5]（簡稱 CDR）在 1920 年之前，CDR 皆於千分之 30 以上，上下震盪，自 1921 年日本殖民政府開始一連串的基礎衛生政策，使得臺灣之 CDR 開始逐年下降[6]，二次大戰前兩性的 CDR 降至千分之 20 以下左右，而二次大戰結束後，國民政府接管臺灣，由當時開始建立起的人口統計資料，可以看到 CDR 在 1950 年代至 1980 年代，這 30 年間已降到均衡低點，總 CDR 最低點於 1974 年出現（千分之 4.64），當年男性 CDR 爲千分之 5.54，是百年來最低點，而女性最低點則出現在 1984 年（CDR 千分之 3.63），到了 2009 年總 CDR 緩慢上升至千分之 6.17，而男性 CDR 與女性 CDR 則分別爲千分之 7.56 與千分之 4.77 的水準。

[5]對於死亡率水準最簡單的測量是粗死亡率（crude death rate，簡稱 CDR），粗死亡率乃當年總人口中死亡人數所佔之比率，也就是當年死亡人數除以年中人口數（通常以千分比表示）。

[6] 1915 年時，臺灣因爲瘟疫流行，死亡率有暴漲暴跌的現象（陳寬政等 1987），在日本殖民政府時，即著手控制瘟疫等流行病，且實施衛生行政措施（如污水及糞便處理、飲用水系統的建立與管理等），使臺灣的公共衛生改善有顯著功效，並降低死亡人數，另一方面，日本殖民政府也致力於稻米品種的改良與飲水渠道的建築，使得糧食生產效能大幅提昇，也有助於人民健康狀況的改善與抵抗瘟疫的能力提升（Barclay, 1954；陳紹馨 1979）。

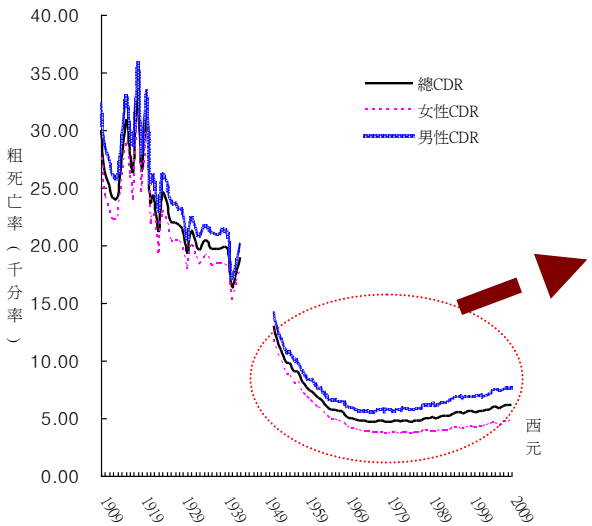


圖 1、臺灣粗死亡率變化 1909 年至 2009 年

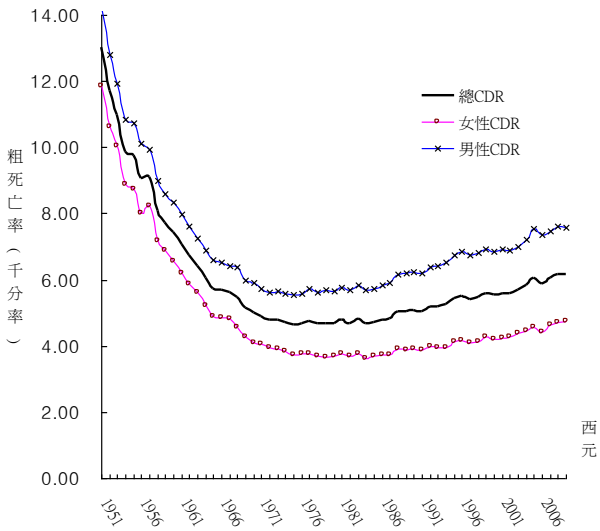


圖 2、臺灣粗死亡率變化 1951 年至 2009 年

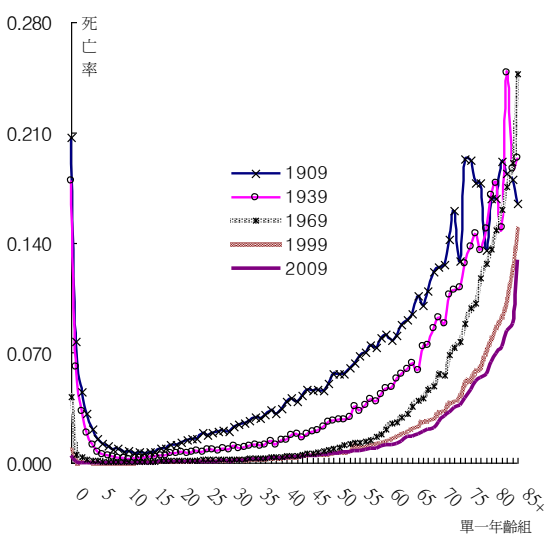


圖 3、男性年齡別死亡率

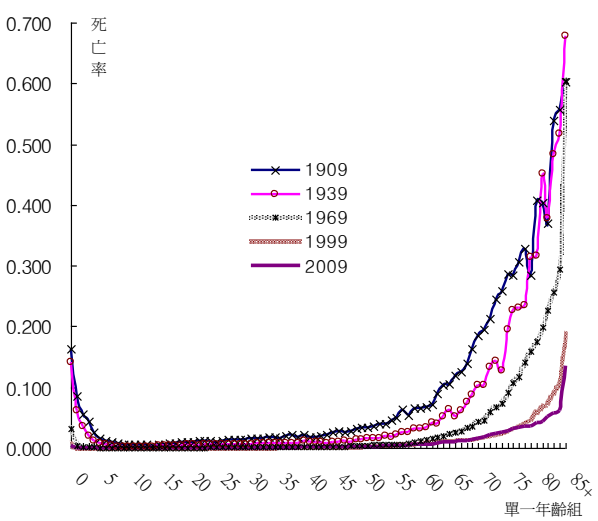


圖 4、女性年齡別死亡率

由粗死亡率的趨勢來看，很容易誤會臺灣人的死亡風險自 1980 年代中期開始逐年增加，事實上，晚近臺灣的死亡驅力於 20 世紀末期主要是以高齡為

主要死亡人口群，且兩性的死亡率也隨之開始逐年拉開差距（如圖 2[7]所示），換句話說，以粗死亡率作爲詮釋，可能受到人口組成結構的影響。亦即一社會或地區其人口組成中老人比例占多數則其大部分人口距離死亡的時點越近，將會使粗死亡率較高。而陳寬政等（1986）以粗率分解法分解臺灣的粗死亡率，也指出 1970 年代以後五十歲以上人口年齡組成對於粗死亡率下降產生不利的效果，兩性於去除年齡組成的死亡率仍然持續下降，只是下降的幅度較爲緩和而已。

因此，區分兩性年齡別死亡率，即可看出年齡組成影響與趨勢（如圖 3、圖 4）。0-5 歲幼年人口之死亡率已在 2009 年分別降至千分之 4.66（男性）與千分之 3.98（女性），而高齡死亡率突破千分之 10 以上的年齡組，男性在 59 歲時達千分之 10.475，女性則於 66 歲時達千分之 10.285，在 85 歲以上時，則分別達千分之 128.91 與千分之 135.8。

二、 兩性死亡率變遷的空間趨勢

臺灣的死亡率早期是以嬰幼兒死亡率下降較爲明顯，晚近由於嬰幼兒死亡率降至很低的水準，主要的死亡年齡則以老年人口爲主。晚近學者如 Cheung, Robine(2007)與王德睦、李大正（2009）等研究均指出 50 年來臺灣與日本的人口壽命逐年緩慢延長主要是與嬰幼兒死亡率壓縮轉向中高年死亡率下降呈現緩升。而老年人口增加必然會使醫療費用上升，主要的原因在於平均壽命的延長伴隨而來的疾病擴張（陳寬政等 2010）

從社會變遷的角度來看，臺灣的死亡水準隨著經濟發展、醫療技術、生活型態的變化而有顯著的進步（即是明顯降至穩定低點）。因此，未來須進一步關注的焦點即是死亡率於 1980 年後降至均衡低點，地區別的變化情形又是如何？兩性是否有地理區的差異？地區的結構性因素如何造成死亡水準差異

[7] 圖 1 至圖 4，資料來源：《臺灣省五十一年來統計提要》與歷年《台閩地區人口統計資料》。

現象？即，江東亮教授於 2003 年國科會研究報告指出：

> 無論縣市或鄉鎮死亡率與地區剝奪高低息息相關，即便是在全民健康保險制度實施後，雖然醫療可避免死因不再惡化，但是地理差異繼續擴大，建議未來研究應該深入討論臺灣死亡現象地理差異惡化的機轉（江東亮 2003）。

首先，我們使用標準化年齡別死亡率的方法並輔以地圖表達的方式，幫助我們進一步瞭解是否出現死亡率顯著差異的現象？測量死亡率最簡單的方式即是：粗死亡率（crude death rate，簡稱 CDR）。粗死亡率係指當年總人口中死亡人數所佔之比率，也就是當年死亡人數（以 D 表示）除以年中人口數（以 P 表示，通常以千分比表示）。如式一：

$$CDR = \frac{D}{P} * 1000 \qquad \text{式一}$$

但是粗死亡率容易受到人口年齡組成的影響，而老年人（65 歲以上）與嬰幼兒（0-4 歲）最容易死亡，若兩社會的死亡水準相當，其中一個社會的老、幼人口比重較大，則其粗死亡率會較高。爲了去除人口年齡組成的影響，我們將分性別計算年齡別死亡率（age-specific death rate）。如式二：

$$ASDR = \frac{D_a}{P_a} * 1000 \qquad \text{式二}$$

其中分子爲 a 歲當年死亡人口數量，分母爲 a 歲當年總人口數量。本研究採取直接標準化的作法[8]，使用 1990 年的嘉義市（結合東、西兩區）兩性人口結構的組成當作比較的標準組[9]，分別對 1980 年與 2000 年的 350 個鄉鎮[10]（包

[8]標準化的方式於人口學方法上有兩種方式，分別爲直接標準化（調整人口結構跟標準組一樣）；另外，則是間接標準化（調年齡別死亡率跟標準組一樣），而需注意的是間接與直接標準化算出來的數值並不相同，原因在於他們立基的人口結構並不相同，間接標準化的缺點在於並未讓年齡結構保持一致，而直接調整則是真的將人口結構調成一致。（Rowland, 2003：120-143）。

[9] 標準化也可以採取全臺灣的人口結構，但本文的目的在於比較鄉鎮別的死亡率相對差異，因此採取介於都市區與偏鄉之間的嘉義市，相關人口數量與年齡別結構請看附錄資料。

含嘉義市本身）的年齡別死亡率，進行直接調整，並區分男性年齡別死亡率與女性年齡別死亡率分別進行標準化的計算，並且使用地理資訊系統繪圖的方式[11]，觀察其死亡率下降擴散的情況。方法如式三：

$$m_i = \frac{\sum m_a * P_a}{P} * 1000 \qquad \text{式三}$$

其中 m_i 爲某鄉鎮人口標準化死亡率，

m_a 爲某鄉鎮人口之年齡別死亡率，

P_a 爲標準人口中某年齡別的人口數，

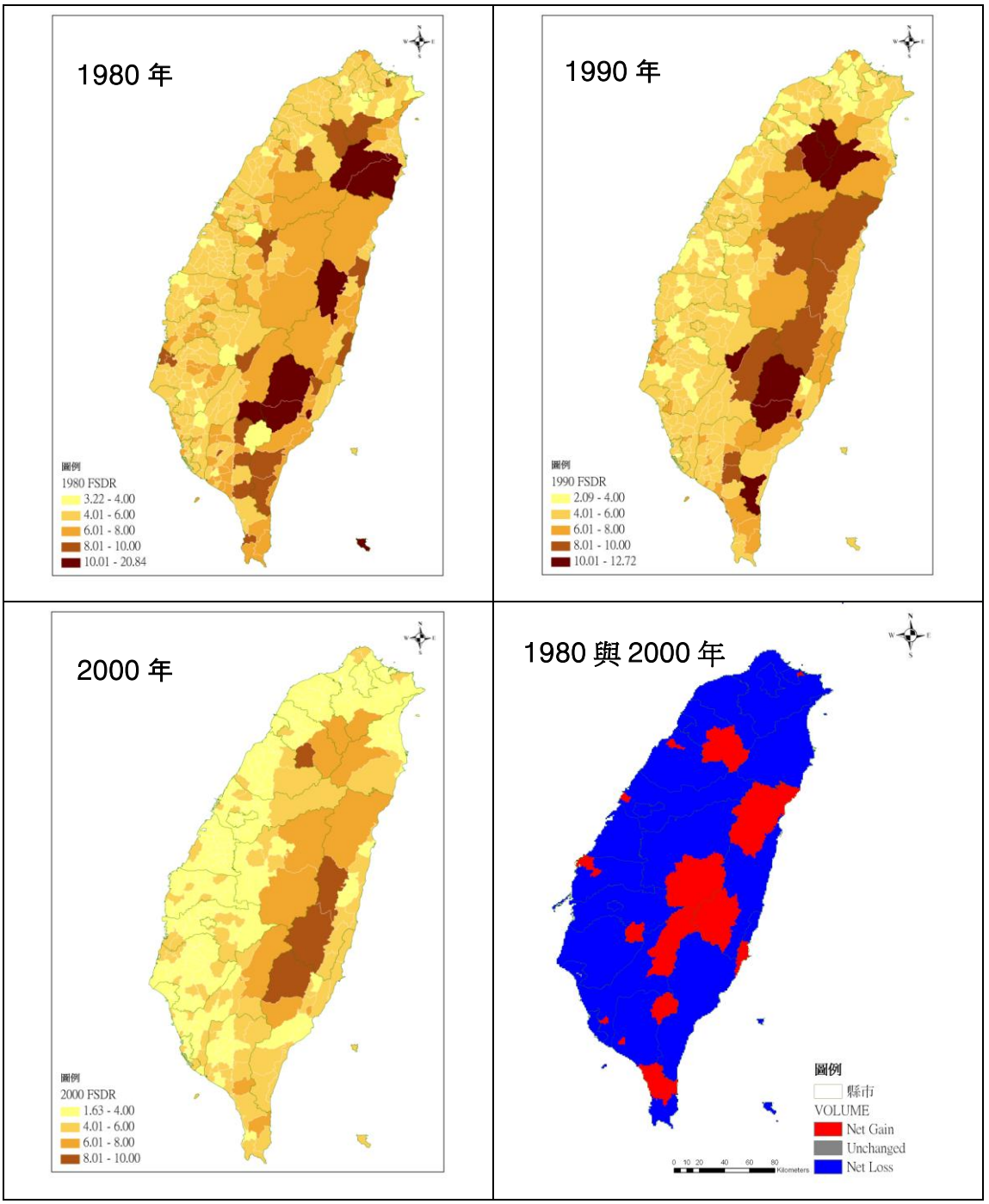
$P = \sum P_a$ 則爲標準人口的總數量。

經由上述直接標準化的方式，我們才能正確比較不同時期（period）不同地區的死亡率水準。而使用地圖呈現的方式，用來分析與表現人口分佈資訊是重要的。歷史上，有許多重要發現都是由地圖中分析中，理解出來的，其中一個最有名的例子，即是英國的醫生 John Snow 使用 1984 年的倫敦市區地圖作爲追蹤感染源的方式，發現當時霍亂的傳染源來自同一飲用水源（Rowland, 2003：367）。因此，善用地圖表現統計資料必須要真實，且呈現出真正的可比較性，這樣才能真正比較出區域的差別。

---

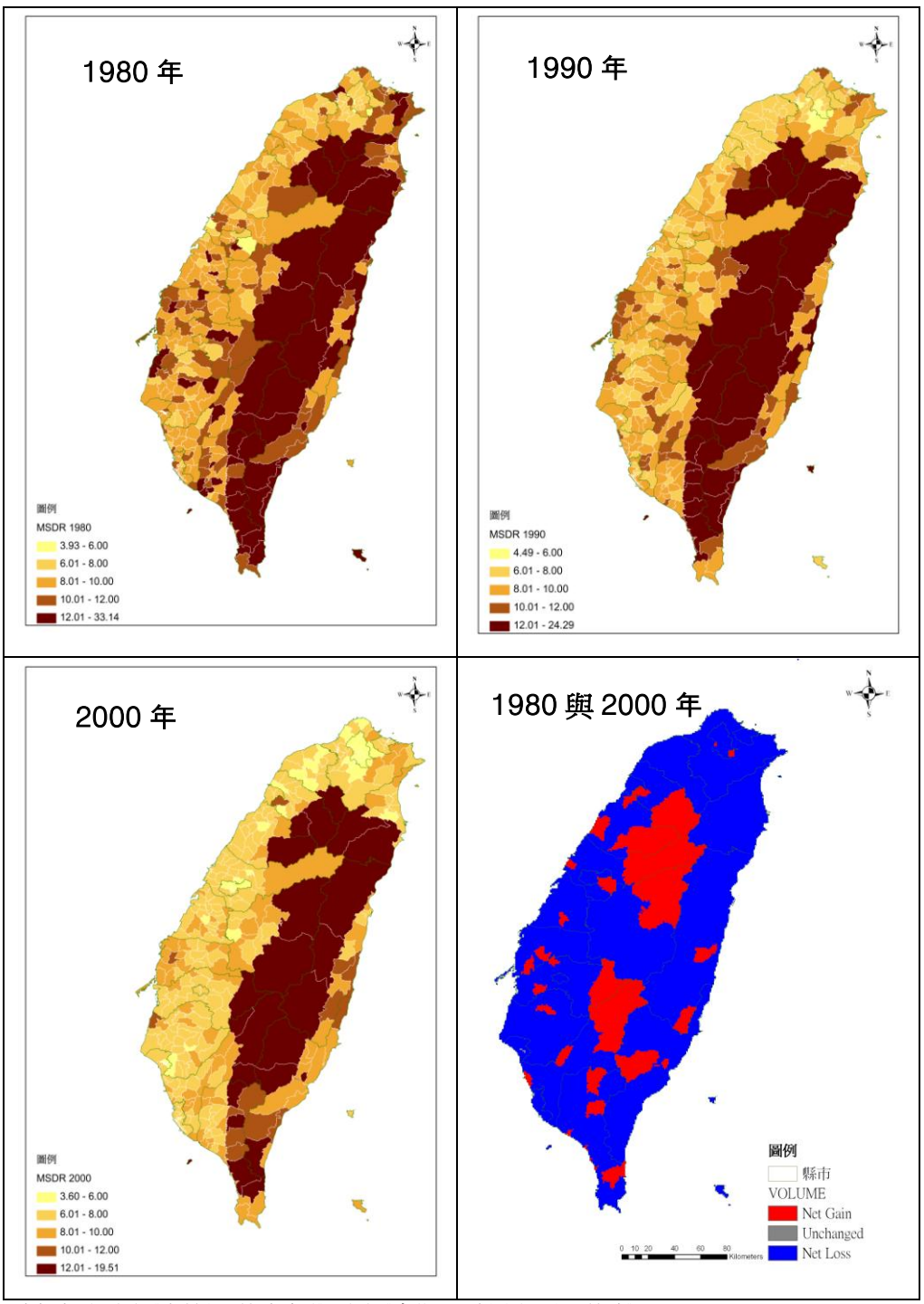
[10]至 2008 年底爲止，全臺各地共有 361 個鄉鎮市區，但因爲跨越的年期涉及行政區劃變更，所以調整已合併爲 350 鄉鎮市區，作爲分析的空間單元。調整部分：臺北市 1990 年的松山區與信義區合併，比照舊的松山區；舊的城中區和古亭區合併比照新的中正區；舊的雙園區和龍山區合併比照新的萬華區；舊的大同區、建成區與延平區合併比照新的大同區；舊的木柵區和景美區合併比照新的文山區。新竹市的東區、北區和香山區合併，爲一整個市區作分析；嘉義市的東區和西區的資料合併作爲一整個市區分析單位；離島地區之鄉鎮排除。

[11] 使用地圖的表示主要爲了簡單明瞭的顯示地區別（small area）死亡率的差異，因爲這樣的表達方式會比使用曲線劃出 350 個線條來得方便表示，視覺上的效果也可以讓讀者一目了然。



資料來源：(1)《臺灣人口統計季刊》；(2)《中華民國臺閩地區人口統計》

圖 5 1980 年至 2000 年女性標準化死亡率



資料來源：(1)《臺灣人口統計季刊》；(2)《中華民國臺閩地區人口統計》

圖 6 1980 年至 2000 年男性標準化死亡率

標準化死亡率的地圖呈現於圖 5、圖 6 之兩性鄉鎮別標準化死亡率[12]。首先，圖 5 可以看到女性標準化死亡率於 1980 年時，大部分鄉鎮皆高於千分之 6 以上，低於千分之 6 者皆爲都市化程度較高之鄉鎮市區，1990 年之後，可以看到明顯死亡率下降開始擴散的現象，並由都市化較高的鄰近區域向外擴散，至 2000 年的情況，則可以更明顯看到，高於千分之 6 以上者，均爲沿著中央山脈之鄉鎮區，屬於都市化、經濟發展較爲落後的山區，且醫療資源較無法投入的區域較高，因此由視覺上的地圖呈現可以看到死亡率下降擴散效應顯著。

其次，圖 6 可以看到 1980 年時大部分鄉鎮的男性死亡率高於千分之 8，而都市化程度較高鄉鎮，其死亡率相對較低，1990 年開始出現擴散至鄰近鄉鎮的現象，2000 年時，出現與女性標準化死亡率一樣的情況，沿著中央山脈是高死亡率的鄉鎮，其他西部平原與沿海都市化及交通與生活較便利之鄉鎮死亡率下降擴散。

而觀察兩性於 20 年前與 20 年後的標準化死亡率小區域別的淨變化，可以看到，大部分的鄉鎮別死亡率都呈現淨下降，而有少部分環繞中央山脈之鄉鎮與鄉村型鄉鎮之標準化死亡率呈現淨上升的趨勢。也就是固定人口結構後的鄉鎮別兩性死亡率下降存在地區別差異，且會由原本低死亡率的地趨向外擴散至鄰近的鄉鎮地區，而某些地區存在較高的死亡率也保持穩定的高死亡率。經由標準化的方式，呈現出兩性鄉鎮別的死亡率後，得到一個重要的涵意：即「**臺灣地區死亡率下降過程中，確實明顯出現死亡率不均現象，也就是死亡率下降擴散之地區不均現象。**」

上述的空間現象，可能是因爲地區社經條件之異同透過地理距離的鄰近相關形成死亡率聚集之地理差異。因此，假設上述地理區空間擴散之情況持續反映未來的死亡率之地區變化上，則未來國家社會對於國民身心健康之社會政

[12]由於兩性死亡風險有所差異（觀察圖 2），因此決定圖 5 與圖 6 的標準化死亡率切點，則有性別上的差異，女性平均死亡率均較男性低，因此，女性的切點爲千分之 4、千分之 6、千分之 8 與千分之 10，共分爲五個死亡率區間尺度；男性則分爲千分之 6、千分之 8、千分之 10 與千分之 12，五個死亡率區間尺度，同樣是以顏色的深淺來表示標準化死亡率的高低（深－＞淺：高－＞低）。

策，更應該置放於鄉鎮別的資源重新配置上，才能有效將社會資源投資於高死亡率之鄉鎮區，增加國民的健康福祉。所以，接下來，我們將檢閱相關可能影響地區別之人口死亡與健康狀態研究，並嘗試歸納出可能影響因子，並收集相關資訊來討論。

貳、 文獻檢討

我們檢閱關於近年來健康不均的一些相關研究可以看到，地區對於健康差異影響可歸納爲三類影響效果，分別爲組成效果(compositional effect)、脈絡效果(contextual effect)、集體效果（collective effect）來觀察地區因子對於健康不均之影響。簡單來說，**組成效果學派**認爲造成地區差異的原因是居民組成以及地區本身的特色，相同特質的個人聚集在同一地，類似的背景會使當地居民有相近的行爲文化，進而影響個人的健康結果，因此不同地區的健康不相同；**脈絡效果的解釋**爲地區的物理環境、社會環境等機會結構決定了當地居民的健康好或壞；**集體效果的看法**，則是當地社區的社會文化與歷史背景等會產生地區健康差異影響(Macintyre et al., 2002)。舉例來說，居住貧窮地區且疾病纏身的居民因爲行動上的限制可能無法有好的飲食起居照顧，而有群聚現象（組成效果）；且偏遠地區也較少便捷醫療資源與交通，等社會結構的限制（脈絡效果）；也可能是文化價值改變他們對於疾病治療的觀念，求助於民俗療法等延誤了就醫的黃金時期導致地區死亡率較高。

一、死亡的地理差異與擴散

簡單來說，擴散理論（Diffusion Theory）應用於生育率下降的影響是指，當人們開始採行新觀念（new ideas）或新行動（new actions）來進行生育控制（避孕措施）時，會影響其他人的選擇，進而不斷擴散（Montgomery and

Casterline, 1993），而且擴散的影響是獨立於社會和經濟發展之外的，它是鑲嵌於社會經濟影響生育行爲之上（Rosenfield et al.,1973; Rogers,1995)，因此，空間擴散的影響有助於生育率穩定的下降。體現在微觀面上（個體層面上），擴散理論主要是被使用來研究社會網絡對於避孕觀念散播對於個體行爲改變的影響（Montgomery,1998）。

因此，死亡率的地理差異機轉，最大的可能影響即是地區鄰近關係與社會之同、異質性的擴散所導致。一地區或社會中有相似的文化和經濟特徵對於人類的健康與福祉（Healthy and Well-being）會產生主要的影響作用。而現代人的健康主要依賴便宜有效率的基礎設施發展，如自來水的供給、排水系統的建置、食物的供給和交通運輸便利，以及是否有便利有效率的醫療保健體系的設置等，會產生地區別的差異。而鄰近關係擴散（diffussion）會藉由時間的延遲效果，進而影響相鄰的鄉鎮市地區(Montgomery, 2000)。

上述的地區與空間的變遷，如展現在國家政體（regime）對於死亡率的影響上，可以發現在 OECD 國家中，由於不同的政經人口、社會移轉、社福政策、女性參政與勞動力、種族等，採取社會民主體制的北歐國家其嬰幼兒死亡率明顯較低（Vicente Navarro and Leiyu Shi, 2001）；另外 Carles Muntaner et al.(2002)研究也發現福利特性的差異（高社會民主）以及較低的所得不平等國家，其國民之健康與福祉狀態會有高壽命、較高健康自我覺查、嬰兒出生體重較高、死亡者的平均年齡較集中於高齡者（80 歲以上）、及死亡原因較爲集中性等。

而地區的社經條件與健康狀態會因爲時間有動態變化，大部分研究地理健康不均都會使用因果路徑（casual pathway）的分析方式來看地區剝奪的累積效果對於健康的影響，如 Curtis,Setia＆Quesnel-Vallee(2009)使用加拿大國家人口調查（簡稱 NPHSC）之 1996 年與 2002 年兩時點上的地區資料，包含物質剝奪與社會剝奪發現，早期的居住地會影響晚期的建康（生理與心理），而控制了人口與遷移等情況，亦發現地區別剝奪程度對於健康的影響差異。

臺灣的相關研究上，我們可由胡立諄、賴進貴（2006）對於臺灣女性癌

症的空間分析上發現：非黑色皮膚癌、肝癌、腎臟癌、膀胱癌的發生率與死亡率聚集區，以及肺癌死亡率的聚集區集中於嘉義縣與臺南縣的沿海鄉鎮（主要是地下水高砷分佈區）；另外，口腔、胃、鼻咽及食道癌的發生率與死亡率集中於東半部地區，這樣的結果與吸煙、嚼食檳榔山區居民生活習慣有相當大的關連。然而關於城鄉的死亡差異，在西方國家的經驗是鄉村由於較少工業污染所以環境比城市好，但已隨著時間遷移，醫學進步和環境技術改善，使得現在城市死亡狀況比鄉村相對低（Montgomery and Hewett 2005）。

又前述相關研究可知，當我們在觀察死亡率的差異時，不能只觀察鄉鎮內（within township）或單一區域內的時間變遷影響，更要進一步關注跨鄉鎮（Between）的影響效果。如，社經地位對於死亡率的影響效果，北歐國家是顯著大於南歐國家，其主因是社會經濟位置（SES）影響心臟疾病的關係導致[13]（Kunst et al. 1998）。所以既存的疾病不均會因人口群的盛行率而有分佈上的差異，地理區上國家別的健康差異會大於社經地位上階級的差異，如不同社會其環境、健康政策等都有不同的影響（Starfield, 2006）。

二、社會經濟位置（SES）影響健康差異

另外，在健康不均研究中，最常被討論的兩個論點分別是：『因果論』（Social Causation）與『選擇論』(Social Selection)。前者，指因個體在社會上的不同社經階級會造成個體的健康結果有顯著差異；後者，則認爲個人會因健康差異而造成階級差異，導致社會階級無法向上流動的討論（Claussen et al.,2005）。當個體處於高度現代化與市場競爭的社會中，因爲其社會地位不平等而造成的死亡機率有所差異是非常普遍，尤其是在高度經濟發展的現代化城市中更爲突出。因此，『收入』與『健康』兩變項的關連則會存在某一段時間內明顯體現在地區上的差異。

[13] 其研究指出，高社經地位者飲食與生活型態上較爲富裕，因此容易出現高血壓、高血脂等肥胖的狀態，進而影響其心臟血管上的罹病率。

欲瞭解個體於社會經濟位置對於健康狀態的影響，就要先從 1980 年代英國出版的「布萊克報告書」（The Black Report）開始，它的發表提出了不同的『社會階級』其死亡率有顯著差異的論點，也引發後續許多對於健康不均的討論。而在英國，由於社會階級的差異所導致死亡機率差異從 1980 年來至 2000 年這二十年來都沒有顯著改變，亦即高階專業與管理階級的男性工作人口，死亡風險比半技術與非技術勞動力低，而反映在疾病別死亡率上，則可以看到中上階級的人口以冠狀動脈與心臟血管疾病死因較高，中下階級則以結核病、肺炎、支氣管炎等呼吸道疾病較高（Bartley, 2004）。

同樣的論點，於美國學者 Kitagawa and Hauser(1973)之研究則發現，使用普查年的死亡證明與前一年個體登記連結其職業、教育、收入、婚姻狀況與種族等資料，得出 1960 年死亡的 25-64 歲美國白人男性中，其勞工階級的死亡率比平均顯著高 19%，且從事高階專業的男性勞工，其死亡率顯著低於平均值的百分之 20，而收入對於死亡率的影響在美國的經驗，可以看到 1960 年以後死亡率隨著收入的提高而下降。

而另一位學者 Wilkinson(1996)則使用社會生態學的分析，其研究指出當一個社會中，在每人平均所得達到一定程度之後，平均所得對於整體健康或死亡率的邊際效率將會逐漸下降，換句話說即使人均所得再增加，對於社會整體的建康也不會產生顯著的改善效果，因此，他建議處理『所得』與『健康』兩變項時，必須要謹慎考慮其影響。

個體的婚姻狀況對於兩性的死亡率影響也是一直都被討論的面向。根據研究長期觀察的結果，可以發現已婚有偶的人會比未婚單身的人活得更久，這樣的情況不只在美國出現，其他的國家也是如此(Weeks, 2010)。而這其中一個重要的解釋即是『婚姻選擇理論』，此論是說健康的人結婚率較高，因爲個體於生理缺陷或長期生病的狀態下，其結婚機率低，導致死亡風險也高於其他人，因此會產生某些婚姻狀況造成死亡率的差異顯著（Kisker and Goldman, 1987）。另外一種討論爲『婚姻保護假設』，即 Gove 於 1973 年時的研究，它分析美國 1959-1961 年的死因資料，指出在美國已婚有偶與未婚單身兩人群，

在死亡率上有顯著的差異，尤其是美國男性 25-64 歲人口單身自殺率是已婚者的 2 倍，另外，女性在年齡組別上的差異亦與男性相同，而追究未婚者的死亡率爲何較高，其主要是源自於單身未婚者容易出現大量使用酒精、香菸、或行爲衝動等傷害健康的物品與行爲的發生，因此，最後 Gove 則提出在社會與心理調適上，已婚有偶者具有較佳的調適度，因此兩性已婚有偶的人口其死亡率也顯著較低（Gove,1973）。

上述相關文獻的檢閱可以發現，不管是地區別的組成效果、脈絡效果，或者是社會經濟位置的影響，都是影響死亡率差異的分佈，因爲不管是結構效果或是個體行爲，最終會因爲人口群聚而展現在地理區的分佈上。因此，本研究除了展現其地理區上的分佈情況外，更重要的是討論臺灣地區之兩性鄉鎮別的死亡率，經過了三十年來的社會經濟變遷，除了整體的粗死亡率持續下降外，哪些地區是維持高死亡率？而環境因子與人口組成的因子，是如何透過時間與地理區相鄰的效果與交互影響？而相鄰兩鄉鎮區是否出現顯著時間延遲累積的擴散效果？

參、 研究方法

在本研究，我們使用地區別的『人口密度』、『有偶率』、『高等教育比』、『平均收入』等五個鄉鎮別人口整體變項來作爲健康生活型態的觀念傳播。而個體行爲欲體現死亡率的影響則需要有更進一步的調查研究才可以指出因果影響的路徑，況且個體行爲決策影響個體死亡機率的資料至今仍很難得到相關且直接的測量，因此，大部分的研究都傾向於以鉅觀面向（以國家、州、縣等區域別）的研究方式進行，且大都以動態擴散模型的分析進行（Roser-Bixby and Casterline,1993; Montgomery and Casterline,1993)。

一開始，我們會假設『社會互動影響』（social interaction）是重要的心理機制，此項動機模型即是指參考群體的互相影響。在鄉鎮別內

（within-township）的擴散是一種社會異質性的率的擴散，可由相關的社會網絡文獻討論中得到支持。但是因爲觀念的溝通與傳遞以及新行爲的發生也是透過地理單位，尤其是在臺灣本島屬於較爲封閉型人口的環境上，加上 1980 年代後開始快速的工業化過程，便利的交通運輸系統、電視、報紙與收音機普及後，使得大眾傳媒得以從都市擴散至鄉村，從沿海擴散至山上，以及鄉村勞動力往都市遷移的過程等因素，使得區域內的擴散行爲，會轉向跨區域（跨鄉鎮）的擴散行爲。

其次，經由文獻檢討發現，不管是地區別的組成效果、脈絡效果，或者是社會經濟位置的影響，都是影響死亡率差異的分佈，因爲不管是結構效果或是個體行爲，最終會因爲人口群聚而展現在地理區的分佈上。所以本研究除了凸顯地理區上的分佈外，更重要的是經過了三十年來的社會經濟變遷，社會經濟變項是否顯著影響鄉鎮別高低死亡率聚集，時間與地區相鄰的效果與交互影響效果是否顯著？而時間延遲累積的擴散效果有多高？都是需要進一步討論的。

因此，如果考慮兩相鄰鄉鎮 i 及 j ，則鄉鎮 j 的變化可能受到鄉鎮 i 的地理距離以及社會距離上的影響，也可能受到兩相鄰鄉鎮之社會經濟發展腳步不同，造成死亡率下降過程中，同一時間點上有所差異。本研究之分析模型考慮的是以鄉鎮別 i 作爲分析的單位，屬於總體層次的資料性質，而非個體層次（個人爲樣本）之統計迴歸分析模型，所以，如要解釋個體的死亡風險決策則無法適用。

一、標準化死亡率鄉鎮內擴散模型（SDR within-township diffusion models）：

相較於死亡率方面，較少使用擴散理論的解釋以並採取空間迴歸分析模式來進行，因此，本研究主要依照 Montgomery and Casterline（1993）針對臺灣

鄉鎮別生育率下降擴散的時間序列模型加以修正[14]，並加入鄉鎮別醫療資源分佈的情況，分析與討論臺灣死亡率下降的空間擴散。討論死亡率如前所述，必須區分男性與女性的年齡別死亡率，並加以去除人口結構的影響，才能比較區域間-時間別的死亡水準差異，因此死亡率的模型將分別套用於兩性的死亡資料上使用。

首先，考慮鄉鎮內擴散的模型，可以寫成以下的迴歸分析模型方程式（1）：

$$d_{it} = \alpha D_{i(t-1)} + \beta_1 X_{i(t-1)} + \beta_2 Z_{i(t-1)} + v_i + u_{it} \qquad (1)$$

其中，方程式右邊的 d_{it} 爲依變項，即是在 t 年時，i 鄉鎮的標準化之死亡率水準（區分性別）。使用標準化死亡率（F_SDR 女性標準化死亡率與 M_SDR 男性標準化死亡率）作爲分析指標，爲目前較爲適合比較不同區域以及不同時點上的方式（比粗死亡率 CDR 來得好），主要原因在於去除人口結構組成的影響後，所得出的死亡率數值，用來表示如果按照 t 年 i 鄉鎮的人口組成結構之死亡水準來比較，t-n 年時 i 或 j 鄉鎮的死亡人數之千分比爲何。

方程式左邊的自變項共分爲三部分，$D_{i(t-1)}$ 表示 i 鄉鎮的前一期落遲死亡率，在經驗資料上，可以由五年 $t-5$ 或一年 $t-1$ 來進行分析。而 $X_{i(t-1)}$ 則爲社會經濟變項，也是指 i 鄉鎮之前一年落遲的社會經濟變項資料。$Z_{i(t-1)}$ 則爲該鄉鎮之醫療資源變項。最後，誤差項的組成爲 v_i (固定效果)，即是在固定時間不變下，所有鄉鎮別中無法被觀察到的自變項集合影響因素。如上述，因爲 v_i 可能與所有自變項 X 有關的誤差項之殘差值，且是一個條件平均爲 0 的分佈 u_{it}，因此，需要假設其與時間變化、鄉鎮別之社會經濟變項 X 無關，才爲一個不偏估計式。

方程式（1）中，α 的係數值，爲鄉鎮內擴散的強度，即是指落遲一期死亡水準會影響當期的死亡水準，在 t-1 期時，創新者（領先死亡率下降的鄉鎮）

[14] 修正方面，因爲 Montgomery 等人，主要使用平均離差（DEV-IV）的工具變項作爲去除 Vi 固定效果的內生性影響，而本文採用二階段迴歸方程式來去除時間上的 Vi 效果。

之間的死亡率下降，可能由於低於標準值$u_{i(t-1)}$所至，因此，將會使$d_{i(t-1)}$低於標準值，所以當 $\alpha>0$ 時，將會減少d_{it}，所以擴散的假設成立。而α與β的參數值，當固定鄉鎮效果v_i下，則$\alpha=0$時，無擴散效果存在，但是假如固定效果存在，會導致死亡率水準較高的鄉鎮，將會持續存在較高的死亡水準，不會改變，但是我們在使用最小平方法時，則v_i是被忽略的，導致偏誤的估計出現，因爲即便是$\alpha=0$時，也會產生$\alpha>0$的效果，原因在於$d_{i(t-1)}$與v_i是正相關的關係。

爲了移除v_i，我們可以使用工具變項（instrument variables 簡稱 IV）來進行估計。首先，假如$X_{i(t-1)}$與$Z_{i(t-1)}$爲外生性變項，則與v_i無關，則可以使用X變項與Z變項前一期對$D_{i(t-1)}$作一次迴歸方程式（見方程式（2）），在取其估計值，代入方程式（1）中用$\hat{D}_{i(t-1)}$取代原本的$D_{i(t-1)}$（見方程式（3）），此爲二階段最小平方法（two-stages OLS）。

$$\hat{D}_{i(t-1)}=\hat{\beta}_1 X_{i(t-1)}+\hat{\beta}_2 Z_{i(t-1)} \qquad (2)$$

$$d_{it}=\alpha\hat{D}_{i(t-1)}+\beta_1 X_{i(t-1)}+\beta_2 Z_{i(t-1)}+v_i+u_{it} \qquad (3)$$

二、死亡率跨鄉鎮之擴散模型（SDR cross-township diffusion models）：

接著，爲了看出跨越鄉鎮的擴散影響，我們可以採取方程式（4），來進行擴散模型的估計。方程式如下：

$$d_{it}=\alpha D_{i(t-1)}+\beta_1 X_{i(t-1)}+\beta_2 Z_{i(t-1)}+\gamma\sum_{j\neq i}\omega_{ij}D_{i(t-1)}+v_i+u_{it} \qquad (4)$$

這裡的$D_{i(t-1)}$表示鄉鎮 i 的落遲一年之死亡率，而ω_{ij}表示其權數，也表示兩相

鄰之鄉鎮 i 與鄉鎮 j 之間互相影響的程度。而 ω_{ij} 可以用地理距離或是社會距離來作爲權數，而 γ 的參數，是指跨鄉鎮的總影響程度。方程式（4）中，每一個鄉鎮有其固定效果 v_i ，我們可以允許固定效果與跨鄉鎮有關，例如，$Cov(v_i, v_j) \neq 0, i \neq j$ 。因此，任何地區別的 v_i 之間相關，將不會導致估計偏誤。同樣的時間上的誤差，使用工具變項來消除 v_i ，首先，假如 $X_{i(t-1)}$ 與 $Z_{i(t-1)}$ 爲外生性變項，則與 v_i 無關，則可以使用 X 變項與 Z 變項前一期對 $D_{i(t-1)}$ 作一次迴歸方程式（見方程式（2）），在取其估計值，代入方程式（4）中用 $\hat{D}_{i(t-1)}$ 取代原本的 $D_{i(t-1)}$（見方程式（5））。

$$d_{it} = \alpha \hat{D}_{i(t-1)} + \beta_1 X_{i(t-1)} + \beta_2 Z_{i(t-1)} + \gamma \sum_{j \neq i} \omega_{ij} \hat{D}_{i(t-1)} + v_i + u_{it} \qquad (5)$$

三、空間自我相關的鄰近關係：Moran’s I 指數

簡單的定義空間自我相關，可以說：「如果一個省區的表現值與其鄰近群的表現值更類似或更不類似，則及存在空間自我相關的現象」。所以空間自我相關包含兩種相異的情況：如果相鄰兩鄉鎮差異小、非相鄰鄉鎮的差異大，則呈現正向空間自我相關；如果相鄰兩鄉鎮差異大，非相鄰兩鄉鎮差異小，則呈現負向的空間自我相關（Anselin, 1995）。

所以空間自我相關分析主要是透過區位鄰近矩陣（locational proximity matrix，*Wij*）的建立，將空間關係用量化方式檢測資料分佈在空間上是否具有相關性或是隨機發生的。也就是討論一個空間單位所呈現的可觀察資料是否與相鄰的其他空間單位之間具有某種聚集或擴散的空間關連（spatial association）(Anselin, 1998)，其中以 Moran’s I 指數最常被使用且其測試的結果是最好的，所以本研究將採用 Moran’s I 指數做爲空間相關的指標。

Moran’s I 是由統計學的共變數概念發展而來，其定義如下（Cliff and Ord,

1973,1981；Anselin,1995）：

$$I = \frac{n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} Wij(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} Wij \times \sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} \quad , \ i \neq j$$

當觀察變數爲死亡率）時，n 爲觀察樣本數，即 350 個鄉鎮，x_i 爲鄉鎮 i 的死亡率，x_j 爲以鄉鎮 i 做爲中心之鄰近其他鄉鎮之死亡率，而 *Wij* 爲經過列標準化（矩陣內每一個樣本的列元素總和爲 1）之區爲鄰近矩陣，是一個由 0 與 1 所組成的 n 階對稱矩陣，用來呈現各區域間空間單位相鄰的情況，並區分界線作爲判定是否爲相鄰的指標。其公式如下：

$$Wij = \begin{pmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \\ w_{n1} & \cdots & \cdots & 0 \end{pmatrix}$$

其係數值介於-1 至 1 之間，正負主要由分子 $(x_i - \bar{x})$ 與 $(x_j - \bar{x})$ 的離均差之關係所決定，當兩組均爲正或負時，則兩組相乘必爲正，表示鄰近區域爲正的自我相關；若兩組爲一正一負時，則相乘必爲負，表示鄰近區爲負的自我相關。因此，Moran’s I 值越大，則空間聚集性越強；接近於 0，則區域獨立無相關，呈現隨機分佈；小於 0 則，表示負相關，呈現對比的關係。

肆、 變項設定與操作化定義

表 1 爲本研究羅列出來與兩性鄉鎮別死亡水準有關之迴歸分析模型中，各解釋變數之操作定義、資料來源及與兩性之標準化死亡率和之間的預期方向。迴歸方程式中的依變項（被解釋變項）爲兩性之標準化鄉鎮別死亡率，可

由 1981 年、1991 年、2001 年等三年臺閩地區人口統計資料取得：性別-年齡別-鄉鎮別死亡人數，與性別-年齡別-鄉鎮別總人口數，加以用直接標準化人口結構的方式進行計算。

自變項（解釋變項方面）選取的變項皆是由 1980 年、1990 年、2000 年等三次普查資料中，將鄉鎮別的資訊選取出來。首先，『社會人口』方面採取有偶與同居人口數量比例，由於先前研究指出不管是婚姻選擇亦或是婚姻保護兩種作用，相信對於死亡率的作用皆有正向且促使其下降的影響，因此，本研究將預期，有偶同居比例越高之鄉鎮，其死亡率將會越低；而人口密度變項代表人口聚集的程度，亦代表都市化的程度高低，臺灣地區早於 1970 年代經濟起飛後，城鄉發展已有顯著差異，而都市區的生活機能與醫療資源都相對較好，所以現代化程度越高的鄉鎮，也將預期死亡率將會越低。

其次，『經濟結構』方面則會是由於前面所討論的社會經濟位置（SES）對於健康與死亡率的影響，給予本研究一些預期就是，鄉鎮別的平均薪資、教育程度越高，則表示其社會經濟程度高者將會越多，會使該地區死亡率降低；而因爲缺乏職業分類的資料，因此本研究以產業別表示，將普查資訊中鄉鎮別從事一級、二級、三級產業人數比例羅列，本文也將預期地區別如有大多數的人從事工作危險性較高的行業，也會導致其死亡率較高，而服務業較集中的鄉鎮，則是屬於都市化較高的鄉鎮區，則可能使區域的死亡率較低。

最後，『醫療資源』方面，因爲普查資料並無羅列此方面資訊，但是由於地區醫療資源多寡影響重大，故本研究經由收集各縣市政府之統計要覽收集地方政府對於鄉鎮別的醫院與診所數量的登記，以及醫事從業人員數量的登記，並除以該鄉鎮的總人口數量，得出平均醫院與診所服務量以及醫事從業人員平均服務量，本研究也預期，地區醫療資源越高的地區，其死亡率也將會越低。

表 1 兩性死亡率擴散模型變數操作定義、資料來源

	變數名稱	操作定義	資料來源
依 變 項	男性死亡率 （1981、1991、2001） 女性死亡率	0-100 歲以上年齡別死亡率加總（分性別計算，並用 1990 年嘉義市的人口結構作爲標準化死亡率的基準點）（單位千分率）	1.死亡人數：臺閩地區人口統計季刊（1981、1991、2001 等年）。 2.總人口數：臺閩地區人口統計年報（1981、1991、2001 等年）。
社會人口	有偶及同居比 (分性別)	15 歲以上有偶及同居人數÷總人數x100	臺閩地區戶口及住宅普查資料 1980、1990、2000 年
	人口密度	總人口÷土地總面積之平方公里	臺閩地區戶口及住宅普查資料 1980、1990、2000 年
經濟結構	受薪者平均收入	該鄉鎮受僱者一年收入÷12 個月（單位：千元）	工商及服務業普查資料 1981、1991、2001 等三年。
	高等教育比 （分性別）	15 歲以上高等教育在學與畢業人數÷總人口x100	臺閩地區戶口及住宅普查資料 1980、1990、2000 年
	15 歲以上就業者之行業別比例： （分性別） 二級產業人數比例 三級產業人數比例	二級產業人數÷總人數x100 三級產業人數÷總人數x100	臺閩地區戶口及住宅普查資料 1980、1990、2000 年
醫療資源	醫院及診所負擔量 醫事人員負擔量	該鄉鎮總人口數÷醫院診所數 該鄉鎮總人口數÷醫事人員數	各縣市政府統計要覽 1980、1990、2001 年等。
鄰近關係	過去一年鄰近鄉鎮死亡率	以中心點（centroids）方式建立鄰近鄉鎮前一年生育率與目標鄉鎮之間的空間關係矩陣（參見 Moran’s I 公式）	使用 1980、1990、2000 等三年的標準化死亡率資料，資料來源同依變項。

伍、 研究結果

一、兩性標準化死亡率高度呈現空間聚集的現象

首先，觀察附錄表 2 女性鄉鎮別標準化死亡率以及各項影響指標。標準化死亡率由 1981 年的千分之 5.79，呈現下降趨勢，至 2001 年時，降至千分之 3.74。而普查年的標準化死亡率趨勢亦同，由 1980 年的千分之 5.63，降至 2000 年的千分之 3.78 之低死亡率水準。同時，觀察標準差之時間變異趨勢，發現標準差呈現逐年縮小，顯示變異量越來越小，顯示死亡率分佈情況越來越集中，同時，最大值與最小值也都同時出現縮減且下降的趨勢，表示各鄉鎮區女性死亡率呈現逐年穩定下降，不會大幅度波動的趨勢。

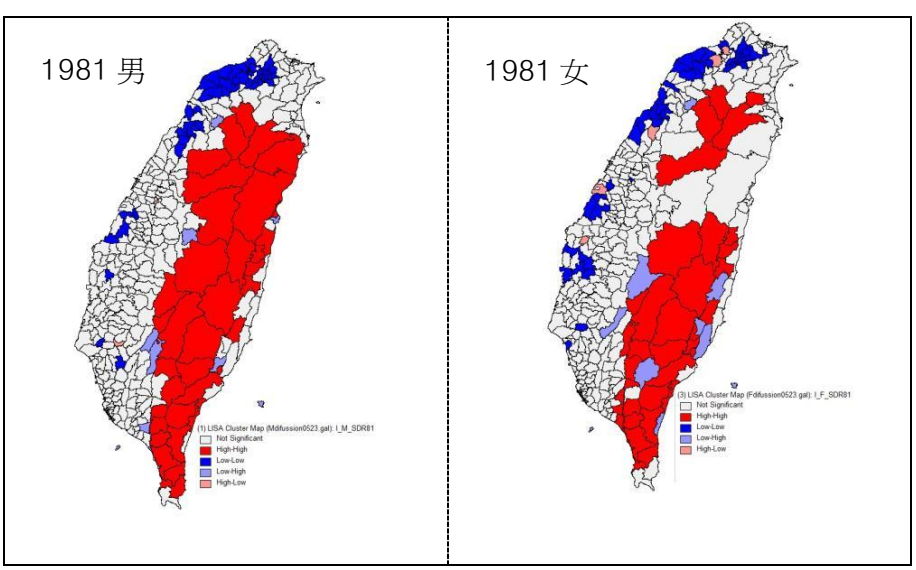
而 Moran’s I 指數，則是用來衡量各地區與周圍地區（相鄰區域）的相關程度（可視爲相關係數的趨勢），可以看到 1980、1990、2000 這三年，Moran’s I 指數分別是 0.26、0.44、0.44，出現提升的趨勢，而 1981、1991、2001 這三年，分別是 0.44、0.41、0.48，也出現高度死亡率聚集的現象，表示死亡率的高低有明顯區塊化的現象[15]，也就是高死亡率的地區，周圍有會出現高死亡率的趨勢，低死亡率的地方其周遭也會出現低死亡率的趨勢，由於這個現象相當明顯，經過 Z 檢定（GeoDa 提供的 randoimized-permutation experiment），都達到相當顯著的水準（Anselin 1995, 2005）。

而男性的部分，由附錄表 3 可以看到其變化趨勢，大致與女性的趨勢相同，只是兩性的死亡率不管是平均數、標準差、最大與最小值都比女性高，而 Moran’s I 指數的空間死亡率聚集現象，1990 年以後也都高於女性聚集，顯示兩性存在顯著死亡率的地區差異，而到底是哪一種原因導致兩性有此差異，值得後續研究進一步討論。

[15] 如需要明確知道哪些鄉鎮在這 20 年來的區塊變化，請參照文後的附錄二，1980-2000 年的兩性標準化死亡率之詳細資料，便可得知。

實際上，Moran’s I 也可稱爲 Global Moran’s I，因爲它主要關心整體的空間趨勢，指出各地區有空間聚集的傾向，且有達到統計顯著水準。如果想要進一步瞭解個別鄉鎮與其鄰近的關係，則必須進一步的觀察 Local Moran’s I（Anselin 1995, 2005）。可以看到，圖 8 中有四個色塊，深紅色部分表示地區與其鄰近均大於平均值，正相關，且達顯著水準，即是相對死亡率『熱區』（hot-spots），聚集於山區，且越來越集中，而冷區則是深藍色的部分，顯示自己低，鄰近地區也低，而空白處，表示沒有達統計顯著水準的地區，表示與鄰近地區的關係不夠明確，另外，尚有本是自己低，鄰近周圍高，與本身自己高，鄰近周圍低之空間關係的歧異性。

從性別差異來看山區與東部死亡率的熱區，男性大於女性；就時間上的差異，顯示北部地區死亡率的冷區逐年擴散趨勢。經由上述分析，基本上我們可以得知臺灣各鄉鎮的標準化兩性死亡率存在差異，而這些差異有明顯的空間模式，也就是某些地區比較高，某些地區比較低，而且不是隨機造成的。



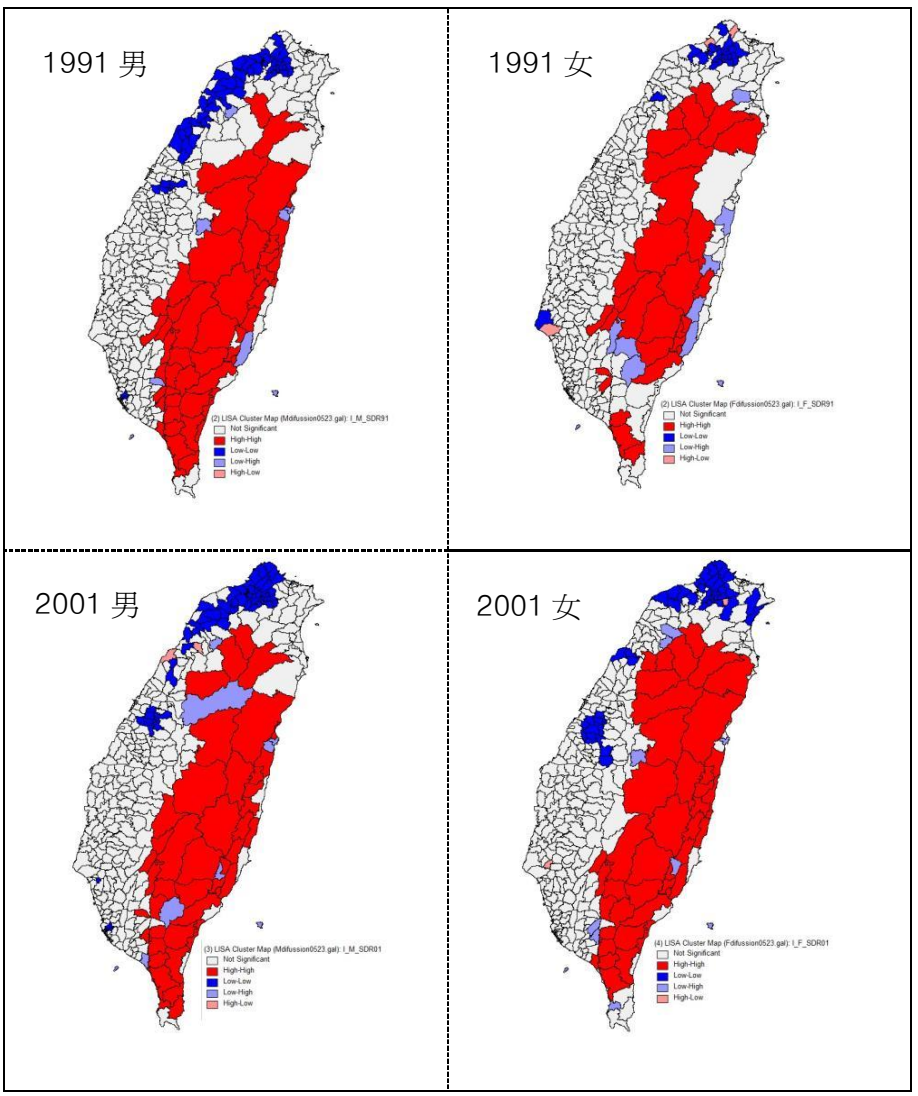


圖 7. 1981、1991、2001 年兩性 Moran's I 冷熱圖

二、兩性死亡率鄉鎮內擴散強度逐年增加

如前面分析所看到的，臺灣各鄉鎮的標準化兩性死亡率存在差異，而這些差異有明顯的空間模式，也就是某些地區比較高，某些地區比較低，而且不是隨機造成的。因此，爲了進一步來證明時間延遲的地區內擴散，必須採用研究方法中的方程式（1）至方程式（3）的方式，來觀察。如研究方法所述，因爲

v_i 可能與所有自變項 X 有關的誤差項之殘差值，且是一個條件平均爲 0 的分佈 u_{it}，因此，需要假設其與時間變化、鄉鎮別之社會經濟變項 X 無關，才爲一個不偏估計式。

而方程式（1）中，α 的係數值，爲鄉鎮內擴散的強度，即是指落遲一期死亡水準會影響當期的死亡水準，在 t-1 期時，創新者（領先死亡率下降的鄉鎮）之間的死亡率下降，可能由於低於標準值 $u_{i(t-1)}$ 所至，因此，將會使 $d_{i(t-1)}$ 低於標準值，所以當 $\alpha > 0$ 時，將會減少 d_{it}，所以擴散的假設成立。而 α 與 β 的參數值，當固定鄉鎮效果 v_i 下，則 $\alpha = 0$ 時，無擴散效果存在。

因此，觀察表 2（女性）的迴歸分析結果，可以看到使用傳統迴歸分析（方程式（1））的結果，前一年鄉鎮別的死亡率影響係數出現 $\alpha > 0$，其中女性在 OLS 三個迴歸模型中分別爲 0.264、0.618、0.798，出現逐年係數增強的效果，而且都是極顯著性（P 值＜0.001 以下）的影響。男性（表 5）的迴歸結果也是，分別爲 0.528、0.640、0.783，呈現逐年增加的趨勢，也都達極顯著影響的情況。

而假如固定效果存在，會導致死亡率水準較高的鄉鎮，將會持續存在較高的死亡水準，不會改變，但是我們在使用最小平方法時，則 v_i 是被忽略的，導致偏誤的估計出現，因爲即便是 $\alpha = 0$ 時，也會產生 $\alpha > 0$ 的效果，原因在於 $d_{i(t-1)}$ 與 v_i 是正相關的關係。因此，則必須使用工具變項，利用二階段迴歸的方式來消除 v_i（請看方程式（2）與方程式（3））得到一致性的估計。

其結果，如表 2 與表 3 中的 2SLS-IV 迴歸分析結果。先看女性（表 2），當我們控制了所有社會人口經濟與醫療等結構性的變項後，鄉鎮內擴散的強度依然維持大於 0 的擴散影響，且影響的強度也呈現逐年增加，而觀察其他變項的影響時，在 1980 年代對於女性死亡率影響結構性變項有三級產業與醫事人員服務量有顯著影響，至 1990 年代至 2000 年時，則以地區內的自我相關擴散影響，顯示空間自我相關影響取代其他結構因子，且有逐年增強趨勢，工具變

項的係數分別是 0.772、1.052、1.081，而迴歸模型整體的解釋力分別是 36.1％、24％、34.3％。

使用二階段迴歸分析後，男性與女性出現不一樣趨勢，1980 年代至 1990 年代是由於地區內自我相關的影響爲主，係數分別爲 0.866 與 1.006，至 2000 年則是 1.196，且同時有薪資與二級產業與三級產業的影響，顯示男性早期受到地區結構性因子不大，主要是由於地區聚集的空間影響，而隨著社會經濟變遷，地區內擴散影響，則出現薪資結構與產業型態的影響同時與地區聚集的效果同時發揮影響，而男性的整體模型解釋力，分別爲 20.3％、41％、48.4％逐年升高的情況。

表 2 鄉鎮內迴歸結果（女性）

	1980-1981		**1990-1991**		**2000-2001**	
	OLS	**2SLS-IV**	**OLS**	**2SLS-IV**	**OLS**	**2SLS-IV**
常數項	2.81*	-	4.53***	-	3.09**	-
Lagged SDR	0.264***	-	0.618***	-	0.798***	-
人口密度	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
有偶同居率	0.041**	0.028	-0.040*	-0.015	-0.012	0.008
高等教育	-0.137***	-0.074	-0.014*	0.018	-0.006	0.000
平均薪資（取log）	-0.738***	-0.336	-0.047	0.476	-0.679	-0.230
二級產業	-0.020***	-0.010	-0.007	-0.002	-0.007	-0.006
三級產業	0.020**	0.015*	-0.004	-0.007	-0.006	-0.005
醫院數(千人/所)	-0.100*	-0.077	-0.034	-0.012	-0.043	-0.008
醫事數（百人/位）	-0.055***	0.039**	-0.002	0.002	-0.046	-0.003
SDR_hat	-	0.772***	-	1.052***	-	1.081***
調整後 R^2	**0.417**	**0.361**	**0.512**	**0.240**	**0.635**	**0.343**

***P＜0.001，**P＜0.01，*P＜0.05

表 3 鄉鎮內迴歸結果（男性）

	1980-1981		**1990-1991**		**2000-2001**	
	OLS	**2SLS-IV**	**OLS**	**2SLS-IV**	**OLS**	**2SLS-IV**
常數項	7.59***	-	10.43***	-	10.61***	-
Lagged SDR	0.528***	-	0.640***	-	0.783***	-
人口密度	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
有偶同居率	-0.017	0.038	-0.067**	0.024	-0.067***	0.011
高等教育	-0.080	-0.028	-0.021	-0.012	-0.016	-0.012
平均薪資（取log）	-0.262	0.082	-2.942**	-1.670	-4.289***	-3.014*
二級產業	-0.031*	-0.022	0.009	0.017	0.015	0.022*
三級產業	0.009	0.009	-0.001	0.003	0.024**	0.040**
醫院量(千人/所)	-0.002	-0.022	-0.033	-0.002	-0.018	-0.120
醫事量(百人/位)	-0.120	0.005	-0.005	0.007	-0.056	0.048
SDR_hat	-	0.866***	-	1.006***	-	1.196***
調整後 R^2	**0.397**	**0.203**	**0.670**	**0.410**	**0.703**	**0.484**

***P＜0.001，**P＜0.01，*P＜0.05

三、兩性死亡率跨鄉鎮擴散效果顯著

爲了看出跨越鄉鎮的擴散影響，我們採取方程式（4），來進行擴散模型的估計。而 ω_{ij} 表示其權數，也表示兩相鄰之鄉鎮 i 與鄉鎮 j 之間互相影響的程度。而 ω_{ij} 可以用地理距離或是社會距離來作爲權數，而 γ 的參數，是指跨鄉鎮的總影響程度。方程式（4）中，每一個鄉鎮有其固定效果 v_i ，我們可以允許固定效果與跨鄉鎮有關，例如，$Cov(v_i, v_j) \neq 0, i \neq j$ 。因此，任何地區別的 v_i 之間相關，將不會導致估計偏誤，可是由於前一年的社會經濟變項依然

會對於當年的死亡率有影響，因此，v_i 的偏誤還是可能存在，所以一樣必須要採取使用工具變項，利用二階段迴歸的方式來消除 v_i ，請看方程式（5）。

首先觀察表 4，女性迴歸分析結果，不考慮時間造成的自我相關偏誤（請看 GWLS），只考慮鄰近關係的擴散影響，可以看到在 1980 至 81 年時，除了人口密度與薪資不會對女性死亡率產生影響外，其他皆有影響，尤其是高等教育與地區的醫療資源會對於女性的死亡率產生抑制的效果，另外除了地理相鄰擴散亦有跨時間的影響存在。到了 1990 至 91 年則只有高等教育與二級產業對於死亡率產生抑制的影響，而跨鄉鎮擴散效果與跨時間的效果則有增強的現象。最後，2000 年至 2001 年情況一樣，值得注意的是跨時間的效果係數越來越高。而考慮使用工具變項後的迴歸模型（請看 2SLS-IV），可以看到工具變項影響程度逐年上升，表 6 的 SDR_hat 由 0.635 增加至 0.768，且 Wij*SDR_hat 的係數由 0.004 增加至 0.01，顯示出工具變項對於死亡率的估計一致性，而整體迴歸解釋力分別為 37.2％、28.6％、37.8％。

接著我們觀察男性的跨鄉鎮迴歸模型結果（表 5），同樣先看 GWLS 的分析結果，1980 至 1981 年時，前一年的地區別男性死亡率以及鄰近鄉鎮的標準化男性死亡率會產生跨鄉鎮的擴散影響，且高等教育與二級產業亦對該地區男性死亡率產生影響，1990 至 1991 年，跨鄉鎮與跨時間影響依然顯著，另外，高等教育擴散也對死亡率產生抑制效果，2000 至 2001 年，則除了二級產業與醫療資源等變項沒有影響外，其餘變項皆有影響，尤其是跨時間的影響效果更加顯著。

使用工具變項後的迴歸模型（請看 2SLS-IV），與女性趨勢變化不同的是 SDR_hat 的係數穩定在 0.7 至 0.8 之間，而 Wij*SDR_hat 的係數由 0.001 增加至 0.005，顯示跨鄉鎮相鄰擴散效果與地區前一年影響效果穩定且顯著。另外，值得注意的是男性在 2000-2001 年間的死亡率受到薪資收入與二、三級產業比的影響，其中薪資對於死亡率有抑制的效果，而整體的迴歸解釋力則由 20.4％提高至 52.8％，呈現逐年提升的情況。

表 4 跨鄉鎮迴歸結果（女性）

	1980-1981		1990-1991		2000-2001	
	GWLS	**2SLS-IV**	**GWLS**	**2SLS-IV**	**GWLS**	**2SLS-IV**
常數項	3.32**	-	5.24***	-	3.231**	-
Lagged SDR	0.145**	-	0.318***	-	0.600***	-
Wij*Lagged SDR	0.031***	-	0.043***	-	0.036***	-
人口密度	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
有偶同居率	0.036*	0.028	-0.024	-0.014	-0.003	0.010
高等教育	-0.170***	-0.086	-0.054***	0.005	-0.014*	-0.008
平均薪資（取log）	-0.120	-0.262	-0.123	0.647	-0.612	-0.288
二級產業	-0.022***	-0.008	-0.007*	0.001	-0.008*	-0.002
三級產業	0.023***	0.018*	0.001	-0.004	-0.005	0.001
醫院數(千人/所)	-0.107*	-0.085	-0.028	-0.018	-0.018	-0.021
醫事數（百人/位）	-0.053***	0.040**	-0.014	-0.002	-0.029	0.005
SDR_hat	-	0.635**	-	0.754***	-	0.768***
Wij*SDR_hat	-	0.004**	-	0.009***	-	0.010***
調整後 R^2	**0.449**	**0.372**	**0.580**	**0.286**	**0.663**	**0.378**

***P＜0.001，**P＜0.01，*P＜0.05

表 5 跨鄉鎮迴歸結果（男性）

	1980-1981		1990-1991		2000-2001	
	GWLS	**2SLS-IV**	**GWLS**	**2SLS-IV**	**GWLS**	**2SLS-IV**
常數項	8.11***	-	10.77***	-	10.68***	-
Lagged SDR	0.402***	-	0.550***	-	0.474***	-
Wij*Lagged SDR	0.010***	-	0.005**	-	0.023***	-

人口密度	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000***	0.000
有偶同居率	-0.010	0.042	-0.063**	0.031	-0.045**	0.021
高等教育	-0.113**	-0.037	-0.034	-0.022	-0.044***	-0.027
平均薪資（取log）	-0.119	0.141	-2.663**	-1.079	-3.376**	-2.975*
二級產業	-0.031*	-0.021	0.007	0.018	0.013	0.031**
三級產業	0.019	0.012	0.000	0.001	0.027**	0.051***
醫院數(千人/所)	-0.014	-0.031	-0.016	-0.029	-0.128	-0.158
醫事數（百人/位）	-0.121	0.006	-0.005	0.002	-0.016	0.070
SDR_hat	-	0.771***	-	0.713***	-	0.827***
Wij*SDR_hat	-	0.001*	-	0.004***	-	0.005***
調整後 R^2	**0.413**	**0.204**	**0.675**	**0.450**	**0.746**	**0.528**

***P＜0.001，**P＜0.01，*P＜0.05

伍、結論與討論

臺灣地區的粗死亡率從 1950 年 1980 年代，這 30 年間已降到均衡低點。2009 年總 CDR 爲千分之 6.17，男性與女性則分別爲千分之 7.56 與千分之 4.77 的水準的同時，少有使用空間擴散研究取向討論地區別兩性死亡率下降。因此，本文使用臺灣地區 1980 年、1990 年、2000 年三波的人口普查資料輔以 1981 年、1991 年與 2001 年臺閩地區死亡人口登記資料，進一步了解兩性死亡率下降過程中的鄉鎮地區別擴散情況變化趨勢，並藉由普查資料中對於鄉鎮別之社會人口、社會經濟、地區醫療資源等地區結構性變化，討論兩性在死亡率下降過程中是否存在地區性的差異，以及是否具有高度的空間相關性。

首先，經由兩性標準化年齡別-鄉鎮別的死亡率之後，發現不管是平均數、標準差、最大值與最小值，在 1980、1981、1990、1991、2000、2001 年這六個時期中，出現死亡率下降集中的趨勢，最重要的是兩性的地區別死亡率

變化反映了健康不均的重要意涵。但初步的分析只能知道鄉鎮別的差異情況，無法得知空間的分佈聚集情況以及時間與空間對於死亡率影響效果爲何。因此，我們分別將兩性之六期的死亡率使用 Moran’s I 表示。這即是整體的空間趨勢，研究指出區域別的空間聚集傾向，以及而進一步觀察鄉鎮與其鄰近的關係（稱爲 Local Moran’s I，冷熱圖），發現不只有高度空間聚集的現象，且也存在鄰近鄉鎮互相擴散的情況。

使用了鄉鎮內模型（within-township model）與跨鄉鎮模型（cross township model）並且採用了二階段迴歸模式的分析方式來減少無法被觀察到的誤差，避免偏誤的估計。而在鄉鎮內模型可以看到兩性的標準化死亡率都穩定且受到前一期死亡率的影響，而社會經濟變項的影響對於女性是逐年減少，對於男性則是逐年增加的趨勢，而兩性的迴歸模型解釋力則都呈現逐年增加。

而跨鄉鎮的迴歸模型中，則發現前一年的地區別兩性死亡率以及鄰近鄉鎮的標準化兩性死亡率會產生跨鄉鎮的擴散影響，使用工具變項後的迴歸模型（請看表 6 與表 7 的 2SLS-IV），兩性趨勢變化中，可以看到工具變項影響程度逐年增加（請看表 6 與表 7 的 SDR_hat 與 Wij*SDR_hat 的係數變化），跨鄉鎮相鄰擴散效果與地區前一年影響效果穩定且顯著。

政策意涵上。首先，臺灣的健康保險歷史來看，從 1950 年 3 月實施「勞工保險」、1958 年 9 月實施「公務人員保險」、1965 年 8 月實施「退休人員保險」、1980 年 10 月實施「私立學校教職員保險」、1982 年 7 月實施「公務人員眷屬疾病保險」、1989 年 7 月實施「農民健康保險」、1990 年 7 月實施「低收入戶健康保險」至 1995 年 3 月實施「全民健康保險」等，一連串保障人民健康生活的社會制度實施，加上社會經濟發展快速，都是促使臺灣兩性各年齡層死亡率快速下降的原因之一，而這些政策與經濟發展因素所導致的死亡率下降的擴散則尚無法找到一個有效而明確的指標來代表，目前只能暫時藉由時間序列動態模型來表現擴散的顯著影響。

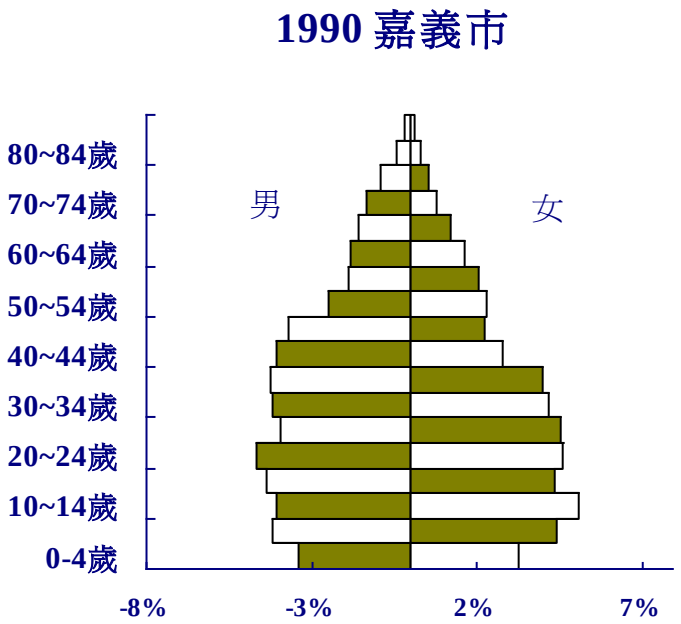
其次，死亡率下降的擴散，除了隱含平均餘命逐年上升之外，也顯示醫療可避免死因開始轉向以腫瘤、癌症等慢性疾爲主，而於民國 74 年（即 1985

年）7 月實施的「醫療網計畫」也有關，據衛生署（1991）統計，1984 年底平均每一位醫師服務人口數約 1470 人，至 2000 年時，則預計目標達 750 人，每萬人口急性病床則由 23.9 增加爲 40，慢性病床則由 8 增爲 15。而醫師人力在中央政策支持下逐年增加，但卻也出現了地理差異的情況，導致地區健康的醫療資源不均，江東亮（2007：45-60）指出 1950 年，台南市與雲林縣分別是醫師人力最豐沛與最貧乏的兩個縣市，前者平均每十萬人有 99 名醫師，後者只有 18 名醫師，相差 81 名，到了 2000 年，台北市爲最豐富縣市，每十萬人有 263 位醫師，醫師最貧乏的縣市爲台北縣，只有 70 名，相差 193 名，其研究結果也指出社會經濟環境好的縣市，同時也是醫師人力最豐富的縣市，雖然醫療網計畫有直接介入改善醫療資源地區差異，但是仍無法與市場機制抗衡，導致醫師人力差異的出現。

最後，研究限制：本文使用總體資料（人口登記、人口普查），設定性別-鄉鎮別標準死亡率爲研究單位，觀察鄉鎮區內與鄰近鄉鎮之擴散效果，並無法進一步解釋個體的死亡風險與機率之影響因果路徑。亦即，如欲知個體教育程度影響男性或女性之死亡風險機率爲何，是本研究無法進一步提出解釋的，但總體層次的發現的確是有助於進一步根據死亡率聚集的地區，指出聚集並非隨機分佈，表現於兩性鄉鎮別的死亡率差異是顯著存在不同型態，且穩定存在不隨時間改變，這是值得醫療衛生政策相關單位進一步研究與分析。

附錄表 1. 1990 年 嘉義市兩性人口數量與人口結構比例

	人口數量		人口結構	
	男性	女性	男性	女性
0-4歲	8887	8534	-0.03	0.03
5~9歲	10907	11569	-0.04	0.04
10~14歲	10624	13190	-0.04	0.05
15~19歲	11413	11274	-0.04	0.04
20~24歲	12164	11923	-0.05	0.05
25~29歲	10243	11865	-0.04	0.05
30~34歲	10845	10948	-0.04	0.04
35~39歲	11065	10385	-0.04	0.04
40~44歲	10508	7265	-0.04	0.03
45~49歲	9566	5868	-0.04	0.02
50~54歲	6480	6006	-0.02	0.02
55~59歲	4894	5378	-0.02	0.02
60~64歲	4704	4272	-0.02	0.02
65~69歲	4123	3126	-0.02	0.01
70~74歲	3545	2127	-0.01	0.01
75~79歲	2314	1476	-0.01	0.01
80~84歲	1031	799	0.00	0.00
85歲+	480	355	0.00	0.00
	133793	126360		



1990 年 嘉義市人口金字塔

附錄表 2 女性鄉鎮別變項之描述性統計

		平均數	標準差	最小值	最大值	Moran's I
依變項	1981年標準化死亡率	5.79	1.77	3.10	15.15	**0.4401**
	1991年標準化死亡率	4.68	1.48	2.30	15.19	**0.4055**
	2001年標準化死亡率	3.74	1.25	1.54	12.05	**0.4783**
前一年死亡率	1980年標準化死亡率	5.63	1.75	3.22	20.84	**0.2566**
	1990年標準化死亡率	4.89	1.44	2.09	12.72	**0.4434**
	2000年標準化死亡率	3.78	1.07	1.63	9.78	**0.4421**
社會人口因素	人口密度80	2591	6305	5	44768	
	人口密度90	2951	6938	5	48177	
	人口密度00	2854	5842	5	39921	
	有偶率80	61.39	3.94	38.84	76.43	
	有偶率90	60.36	4.05	30.43	73.00	
	有偶率00	57.34	5.22	26.36	73.10	
經濟結構變項	高等教育80	3.79	3.83	0.22	27.32	
	高等教育90	7.32	5.83	0.65	43.40	
	高等教育00	14.49	9.20	1.18	51.82	
	平均薪資80	7.27	1.94	0.00	16.39	
	平均薪資90	18.92	4.53	5.56	37.92	
	平均薪資00	32.50	6.39	19.87	59.71	
	二級產業80	32.66	18.68	0.50	83.90	
	二級產業90	32.67	16.88	0.90	78.90	
	二級產業00	21.43	13.87	2.60	60.48	
	三級產業80	26.62	17.18	3.80	81.10	
	三級產業90	32.43	17.31	4.60	86.80	
	三級產業00	59.79	16.91	24.82	95.84	

醫療資源變項	醫院診所服務量80	2166	1875	117	15682
	醫院診所服務量90	1745	1528	144	15489
	醫院診所服務量00	1265	1083	49	12299
	醫事人員服務量80	817	824	41	6628
	醫事人員服務量90	466	576	9	5532
	醫事人員服務量00	214	186	7	2460
	鄉鎮數	350	350	350	350

說明：Moran’s I 值越大，則空間聚集性越強；接近於 0，則區域獨立無相關，呈現隨機分佈；小於 0 則，表示負相關，呈現對比的關係，表示有明顯的空間聚集現象。

附錄表 3 男性鄉鎮別相關變項之描述性統計

		平均數	標準差	最小值	最大值	Moran's I
依變項	1981年標準化死亡率	10.43	3.24	4.70	33.14	0.3658
	1991年標準化死亡率	8.89	2.85	4.46	24.89	0.5724
	2001年標準化死亡率	7.87	2.74	3.72	22.23	0.5260
前一年死亡率	1980年標準化死亡率	10.13	3.13	3.93	33.14	0.3802
	1990年標準化死亡率	9.18	2.92	4.49	24.29	0.4940
	2000年標準化死亡率	7.91	2.41	3.60	19.51	0.5225
社會人口因素	人口密度80	2591	6305	5	44768	
	人口密度90	2951	6938	5	48177	
	人口密度00	2854	5842	5	39921	
	有偶率80	54.16	4.41	37.80	68.78	
	有偶率90	54.88	5.19	25.77	67.50	
	有偶率00	54.37	5.92	22.67	68.10	
經濟結構變項	高等教育80	8.16	6.08	0.11	41.24	
	高等教育90	12.38	8.37	0.71	57.01	
	高等教育00	17.53	11.57	2.65	63.24	
	平均薪資80	7.27	1.94	0.00	16.39	
	平均薪資90	18.92	4.53	5.56	37.92	
	平均薪資00	32.50	6.39	19.87	59.71	
	二級產業80	24.10	11.96	0.60	69.90	
	二級產業90	28.43	12.70	1.40	60.60	
	二級產業00	31.54	11.81	8.37	58.07	
	三級產業80	34.48	13.05	14.80	73.30	
	三級產業90	33.67	13.07	10.40	74.00	
	三級產業00	48.28	15.61	19.71	90.22	

醫療資源變項	醫院診所服務量80	2166	1875	117	15682
	醫院診所服務量90	1745	1528	144	15489
	醫院診所服務量00	1265	1083	49	12299
	醫事人員服務量80	817	824	41	6628
	醫事人員服務量90	466	576	9	5532
	醫事人員服務量00	214	186	7	2460
	鄉鎮數	350	350	350	350

說明：Moran’s I 值越大，則空間聚集性越強；接近於 0，則區域獨立無相關，呈現隨機分佈；小於 0 則，表示負相關，呈現對比的關係，表示有明顯的空間聚集現象。

參考文獻

行政院衛生署（1991）。《中華民國臺灣地區公共衛生概況》。台北：行政院衛生署。

王德睦、李大正（2009）。〈臺灣的存活曲線矩行化與壽命延長〉。《人口學刊》，38，1-31。

江東亮（2003）。《臺灣死亡現象之地理差異》。國科會專題研究報告（NSC91-2320-B-002-165）。臺北：行政院國家科學委員會。

江東亮（2007）。《醫療保健政策－臺灣經驗（第三版）》。台北：巨流圖書公司。

胡立諄、賴進貴（2006）。〈臺灣女性癌症的空間分析〉。《臺灣地理資訊學刊》，4，39-55。

劉雅君、唐代彪、鄧志松（2009）。〈臺灣低生育率之空間分析〉。《人口學刊》，39，119-155。

陳紹馨（1979）。《臺灣的人口變遷與社會變遷》。臺北：聯經出版公司。

陳寬政、王德睦、陳文玲、葉天鋒（1987）。《因應我國人口高齡化之對策》。台北：行政院研考會。

陳寬政、王德睦、陳文玲（1986）。〈臺灣地區人口變遷的原因與結果〉。《人口學刊》，9，1-23。

陳寬政、林子瑜、邱毅潔、紀筱涵（2010）。〈人口老化、疾病擴張、與見保醫療費用〉。《人口學刊》，39，59-83。

Anselin, L.(1995). “Local Indicators of Spatial association－LISA.” *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.

Anselin, L.(2005). *Exploring Spatial Data with GeoDa : A Workbook*. Center for Spatially Integrated Social Science.

Barclay, George W. (1954). *Colonical Development and Population in Taiwan*. Preston University Press.

Claussen, B., & J. Smits., & O. Naess., & G. D. Smith(2005). Intragenerational

mobility and mortality in Oslo: Socialselection versus social causation. *Social Science & Medicine*, 61(12), 2513-2520.

Cheung, Karen., & J. Robine(2007). Increase in Common Logevity and the Compression of Mortality:The Case of Japan. *Population Studies*, 61(1), 85-97.

Curtis, S., & M.S. Setia, & A. Quesnel-Vallee(2009). Socio-geographic mobility and health status: A longitudinal analysis using the National Population Health Survey of Canada. *Social Science & Medicine*, 69(12), 1845-1853.

Gove, Walter R. (1973). "Sex, Marital Status, and Mortality." *The American Journal of Sociology*, 79(1), 45-67.

Kisker, E.E., & N. Goldman. (1987). "Perils of single life and benefits of marriage." *Social Biology*, 34, 135-152.

Kitagawa, E.M., & P.M. Hauser.(1973). *Differential Mortality in the United States: A Study in Socioeconomic Epidemiology*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Kunst, A. E., & F. Groenhof, & J. P. Mackenbach, & EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. (1998). Occupational Class and Cause Specific Mortality in Middle Aged Men in 11 European Countries: *Comparison of Population Based Studies. British Medical Journal*, 316, 1636 – 1642.

Macintyre, S., & A. Ellaway, & S. Cummins (2002). Place effects on health: how can we conceptualise, operationalise and measure them? *Social Science & Medicine*, 55(1), 125-139.

Montgomery, M., & J. Casterline.(1993). The diffusion of fertility control in Taiwan. *Population Studies*, 47,457-479.

Montgomery, Mark R., & P. C. Hewett. (2005). "Urban Poverty and Health in Developing Countries: Household and Neighborhood Effects," *Demography* 42(3), 397–425.

Montgomery,M. (2000). "Perceiving mortality decline." *Population and*

Development Review, 26(4), 795–820.

Muntaner, C.,＆J. W. Lynch,＆M. Hillemeier,＆J. H. Lee,＆R. David,＆J. Benach, ＆C. Borrell.(2002). Economic Inequality, Working-Class Power, Social Capital, and Causespecific Mortality in Wealthy Countries. *International Journal of Health Services,* 32, 629 – 656.

Navarro, V.,＆L. Shi. (2001). The Political Context of Social Inequalities and Health. *Social Science and Medicine,* 52, 481 – 491.

Rogers. (1995). *Diffusion of innovations*. 4th edn. Free Press, New York.

Rosenfield. A. G.., & W. Asavasena, & J. Mikhanorn(1973). Person-to-person communication in Thailand. *Studies in Family planning*, 14,145-149.

Roser-Bixby L.,＆J. B. Casterline. (1993). Modeling diffusion effects in fertility transition. *Population Studies,* 47,147-167.

Rowland, Ronald (2003). *Demographic Methods and Concepts.* New York：Oxford University Press.

Starfield, B. (2006). State of the Art in Research on Equity in Health. *Journal of Health Politics Policy and Law,* 31(1),11-32.

Sun, T. H.,＆T. Y. Ting. 1988 “Innovation-diffusion or Adjustment：The Case of Taiwanese Fertility Transition.”*Journal of Population Sudies,*.12,67-89

Weeks, John R.（原著），涂肇慶、侯苗苗（譯）（2010）。《人口學：觀念與議題》。臺北：新加坡商聖智學習。

Wilkinson, Richard G. (1996). *Unhealthy societies: The afflictions of inequality*. Routledge: London.