

國立臺灣大學理學院地理環境資源研究所



碩士論文

Graduate Institute of Geography

College of Science

National Taiwan University

Master Thesis

探索臺灣鄉鎮市區死亡率與環境脈絡的關係

Exploring the Relationship of Mortality and Environment

Context in Taiwan.

林淑君

Shu-Chun Lin

指導教授：賴進貴 博士

Advisor : Jinn-Guey Lay, Ph. D.

中華民國 104 年 7 月

July, 2015

國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

探索臺灣鄉鎮市區死亡率與環境脈絡的關係
Exploring the Relationship of Mortality and Environment
Context in Taiwan.

本論文係林淑君君 (P01228003) 在國立臺灣大學地理環境資源學系所完成之碩士學位論文，於民國 104 年 7 月 14 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明。

口試委員：

賴世貴

(簽名)

(指導教授)

張石弘

歐陽鍾玲

誌謝



現在感覺並不真實，在上班、論文、搭車、上課、搭車、論文、上班、搭車……的循環竟也走到了尾端。感謝賴進貴老師支持我進行想做的研究；謝謝溫在弘老師啟發我對於空間分析的興趣；謝謝林楨家老師、歐陽鍾玲老師的論文意見。

感謝俊德校長給予我留職停薪的機會，以及輔導室的伶雯主任、柔婷、芯禾、俊玓、嘉誼、昇俊的體貼幫忙，在我忙碌及生病時給予最溫暖的協助，讓我無後顧之憂地追逐學術理想。也謝謝石岡國中的同仁們協助我工作上的事務，像是排調課、教學、行政業務上的支持，衷心感謝。

在臺大的生活是美好的，在這裡不斷接受思想的刺激與知識的啟迪，更重要的是認識了許多朋友，是我珍存一輩子的寶藏。謝謝溫馨發胖 Lab 504 的助理與同學，淑敏、鵬智、鈞慧、昊好、永梅、偉嘉、原華、昶安以及伉妙、佳融、志榮、淳鈴、怡人、奕堯、育棋、慶燁、羚翔、稚倫、崇安、婷玉、聖洋、蕙君、品傑、智穎等人，你們真是一群可以聊學術、聊人生，又可以碎嘴個不停的好朋友，我超級愛你們，也謝謝臺大地理女排隊，讓我重拾運動的快樂。

謝謝南港女子天團給予我於台北的小窩，大頭、小綠、春春、夯夯、嘎資、內內、波樂、布丁是世界上最棒的室友！還有天團附屬會員蝦米、大壯、小葵等人（可能有漏掉，隱藏版團員太多）給予我許多快樂的回憶，還有我的摯友許雙、鈷六、乃哥、楨好時常聆聽我的煩惱憂愁。

我要特別謝謝兩個人。謝雨生老師無論是在學業上、論文上或是人生課題上，總能陪我聊好久好久，多麼幸運能夠遇見您。另外是玉臨，不但給我相當多的建議，也很有耐心的幫我審閱論文，有你真好。

感謝地表最強馱獸、書僮、司機紀小魚，時常陪著我東奔西跑，既是衣食父母又是最棒的閨密，最後謝謝阿桃姐全力支持我到臺北讀書，在豐原一個人生活的那一年，您辛苦了。謝謝您們燃燒了我的小宇宙。

2015 年 7 月 24 日於石岡國中

摘要

本篇論文探討環境脈絡與死亡率 (mortality) 的關係，包含死亡率的空間分布差異、死亡率變遷的空間異質性、環境脈絡因素的空間鄰近效應等。本研究以 2001 年至 2012 年的標準化死亡率作為研究對象，以臺灣本島 349 個鄉鎮作為研究空間單元，以探究環境脈絡與死亡率的關係。

首先，透過文獻回顧瞭解與死亡率相關的環境脈絡因素；接著，繪製死亡地圖來瞭解臺灣死亡率的空間不平等現象；並且，以多層次分析模型 (Multilevel Analysis Model) 之線性成長模式 (Linear Growth Model) 分析臺灣的死亡率變化，也就是死亡率於研究起點的空間差異以及研究期間死亡率的變遷率；繼而，探究與死亡率起點值與變遷率相關的環境脈絡因素；最後，檢驗環境脈絡因素的空間鄰近效應。

2001 年至 2012 年間，歷年的死亡率是東部高於西部，山地鄉高於非山地鄉，南部最高而北部最低，偏遠鄉鎮最高而高度都市化市鎮最低；然而，在研究起點的 2001 年，山地鄉的死亡率顯著高於非山地鄉，且死亡率的下降速度也較非山地鄉來得慢，可見臺灣的死亡率在起點值與變遷率具空間不平等現象，山地鄉的生存環境最為苛刻。剝奪指數，也就是貧窮程度，是解釋死亡率起點值與變遷率空間差異的主要因素，而生活壓力因素其次。在鄰近效應部分，鄰鄉的剝奪指數、壓力指數、醫療指數具有空間鄰近效應，若能改善這些環境脈絡因素，則毗鄰的鄉鎮能共同受惠，死亡率應能整體下降。

關鍵字：死亡率、死亡地圖、多層次分析、線性成長模式、空間鄰近效應

ABSTRACT



This study aims to explore the relationship between geographical environment and mortality, examining how the environment context influences initial value and rate of change of mortality from 2001 to 2012. This study uses standardized mortality rates (SMRs) as a variable to profile the distribution pattern and the trajectory of death in Taiwan in order to distinguish the spatial heterogeneity of death. On the other hand, much of current literature focuses on the relationship between environment context and mortality but ignores the spatial lag effect. In this study, variables related to the the spatial lag effect are examined to see how they would account for the variation of mortality.

The main analysis method of the study is linear growth model in multilevel analysis. In addition, mortality and relevant factors are visualized in maps for further discussion. The findings suggest that, first of all, SMRs are in decline during the period of 2001 to 2012, and the average SMRs were different from region to region. Second, the SMRs of indigenous areas are high and decline much slower than those non-indigenous areas. Third, deprivation index has most impact on the initial values and change rate of SMRs, and deprivation index of neighborhood could account for the variation of initial value and rate of change of SMRs.

Keywords: mortality, death map, multilevel analysis, linear growth model, spatial lag effect.

目錄



第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究問題.....	4
第三節 研究重要性.....	4
第二章 文獻探討.....	6
第一節 健康因素的研究架構.....	6
一、健康領域概念 (Health Field Concept).....	6
二、健康政策流行病學模式.....	7
三、健康決定因素模式.....	9
四、分析比較.....	10
第二節 環境脈絡與死亡的關係.....	11
一、環境品質與死亡的關係.....	11
二、社經水準與死亡的關係.....	16
三、生活壓力與死亡的關係.....	21
四、醫療資源與死亡的關係.....	26
五、小結.....	28
第二節 實證研究.....	29
一、實證分析文獻.....	29
二、文獻討論.....	31
第三章 研究設計.....	37
第一節 研究範疇.....	37
一、研究對象.....	37
二、研究時間.....	38
三、研究地區.....	38
第二節 研究流程.....	43
第三節 變項定義與資料來源.....	44
一、變項定義與測量.....	44
二、資料來源.....	51
第四節 變項合併.....	55
一、相關分析.....	55
二、多元線性重合診斷.....	58
三、複合式指標.....	60
第五節 定義空間權重.....	63
一、Queen 一階關係.....	64
二、距離反比關係.....	64
三、最近鄰關係.....	64

第六節 研究假設.....	67
一、假說擬定.....	67
二、研究架構.....	69
第七節 分析方法.....	70
一、分析架構.....	70
二、模式驗證.....	71
第四章 資料分析.....	81
第一節 敘述統計.....	81
一、依變項—生命機會.....	81
二、自變項—地理環境因素.....	85
第二節 相關分析與共線性診斷.....	87
一、相關分析.....	87
二、共線性診斷.....	89
第三節 時間趨勢分析.....	91
第四節 空間資料剖繪.....	96
一、死亡率.....	96
二、環境脈絡因素.....	98
第五章 實證分析.....	103
第一節 模式分析.....	103
一、M1 模式 (Null Model).....	103
二、M2 模式.....	103
三、M3 模式.....	104
四、M4 模式.....	105
五、M5 模式.....	107
六、M6 模式.....	111
第二節 模式比較.....	114
一、適配度比較.....	114
二、起點值與變遷率的關係.....	115
第三節 假說驗證.....	117
第六章 結論與建議.....	120
第一節 結論.....	120
一、死亡率的空間差異.....	120
二、死亡率的時間變遷.....	121
三、環境脈絡因素.....	121
四、死亡率變遷的空間異質性.....	123
第二節 建議.....	125
一、研究限制.....	125
二、後續研究建議.....	126

參考文獻.....127



圖目錄

圖 1	DEVER (1976) 健康政策分析的流行病學模式.....	8
圖 2	EVANS AND STODDART 健康決定因素模式	9
圖 3	本研究涵蓋之空間範圍.....	42
圖 4	研究流程圖.....	43
圖 5	研究架構.....	69
圖 6	標準化死亡率全臺平均趨勢圖.....	91
圖 7	東、西部死亡率變遷.....	92
圖 8	山地鄉、非山地鄉死亡率變遷.....	93
圖 9	四大區域死亡率變遷.....	93
圖 10	不同發展程度鄉鎮死亡率變遷.....	95
圖 11	歷年標準化死亡率地圖.....	97
圖 12	懸浮微粒 PM ₁₀ 濃度(KRIGING 法).....	100
圖 13	空氣汙染地圖.....	100
圖 14	用水品質地圖.....	101
圖 15	剝奪指數地圖.....	101
圖 16	壓力指數地圖.....	102
圖 17	醫療指數地圖	102
圖 18	M2 模式殘差分布圖	116



表目錄



表 1	環境危險因素 (WHO 2002)	12
表 2	懸浮微粒縱貫式研究之死亡率估計效應摘要	13
表 3	各國剝奪指標比較表	18
表 4	生命機會與地理境因素相關文獻彙整表	33
表 5	生命機會與地理境因素之實證研究結果歸納表	35
表 6	2001 年至 2012 年全臺主要死因標準化死亡率	38
表 7	本研究空間範圍	40
表 8	2001 年至 2010 年間 PM ₁₀ 濃度相關係數	46
表 9	本研究原始變項說明彙整表	54
表 10	原始變數間皮爾森相關係數表	57
表 11	原始自變項間變異數膨脹係數	58
表 12	原始變項之共線性診斷統計量	59
表 13	KMO 統計量的判準	錯誤! 尚未定義書籤。
表 14	變項建構與關係說明彙整表	66
表 15	模式變數說明表	75
表 16	歷年死亡率敘述統計量	81
表 17	依變項敘述統計量	82
表 18	研究期間死亡率最低前五名鄉鎮市區	83
表 19	研究期間死亡率最高前五名鄉鎮市區	84
表 20	自變項 (地理環境因素) 之描述統計量	86
表 21	轉換後變項與臨鄉變項相關係數表	88
表 24	轉換後所有自變項間變異數膨脹係數 (含鄰鄉變項)	89
表 25	轉換後所有自變項之共線性診斷統計量 (含鄰鄉變項)	90
表 26	M1-M4 模型統計量	106
表 27	M5 三種次模式之統計量	110
表 28	臺灣四大區域醫療資源比較	112
表 29	M6 三個次模型之統計量	113
表 30	M1 至 M6 模式之偏離值 (DEVIANCE)	114
表 31	死亡率起點值與變動量相關係數	115
表 32	模式分析結果與預期關係對應表	117

第一章 緒論

本章分為三個小節。第一節介紹研究動機與目的，第二節提出研究問題，並於第三節說明本研究的重要性。



第一節 研究動機與目的

環境脈絡與居民的健康狀態息息相關，舉凡鄰里的物理環境、社經發展、政策及制度、公共設施、生活型態、區域醫療資源等因素，都與居民的生、老、病、死緊密扣連，故良好的環境是支持人們維持生命的重要基礎，環境脈絡條件愈佳，維持生命的機會愈高，死亡率愈低。

依據衛生福利部的死因統計資料，2013 年全臺標準化死亡率為每十萬人口 432 人，山地鄉的標準化死亡率為每十萬人口 891 人，而非山地鄉之標準化死亡率則為 6578 人；當年臺灣本島各縣市的標準化死亡率最高的三個縣市為臺東縣、花蓮縣、屏東縣，分別為每十萬人口 620 人、566 人、537 人，最低的三個縣市為臺北市、新北市與桃園縣，分別為每十萬人口 327 人、403 人及 418 人，換言之，2013 年標準化死亡率最高的臺東縣其數值為最低的臺北市的 1.9 倍。由數據可知，臺灣的死亡率極可能具空間分布差異，而環境脈絡的差異也許是臺灣死亡率空間不均等的重要因素。

過去探討臺灣死亡現象空間不均等的議題，以死亡率而言可分為兩種類型的研究。第一類是比較死亡率的空間差距，如南北差距（陳美霞 2005）、城鄉差距（葛應欽 1985；Knobel, Yang and Ho 1994；張晉豪等 2002）、區域差距（廖勇柏、羅珮云、徐書儀 2003）、山地與平地的差距（胡幼慧、張苙雲、張珏 1989；張晉豪等 2002；蔡淑芬、張慈桂 2008）。這一類研究引起了社會關注健康的地理不平等（health inequality in geography），但是他們選用的空間尺度較大，死亡率的空間表現較不細緻，資源分配、衛生管理決策也可能發生實務上的困難。

為了獲知什麼因素影響著死亡率分布，第二類研究進一步地分析環境脈絡與

死亡率的關係，如醫療資源（孫樹根、劉俊賢 2006；洪乙禎、林錦鴻 2010）、物理環境（葛應欽 1996；劉怡焜等 2002；范慶龍、賴進貴 2006）、社經環境（胡幼慧、林芸芸、吳肖琪 1990；楊嘉芬、王香蘋、楊靜利 2008）等層面的因素與死亡率的關聯。由此可知，環境脈絡因素的關係是複雜且多元的，絕非少數特定因素能解釋。可惜的是，少有研究能廣泛且綜合性地探討與死亡率相關的因素，導致研究結果的解釋不盡合乎常理，或者因缺漏重要解釋變項而發生估計模型解釋力低的問題。

探知死亡率的地理變異，並研究環境脈絡因素與死亡率的關係，這類的研究能提供決策當局參考，投注適地性的醫療、照護資源，並改善鄰里各種不利條件，來減緩環境不利對居民的衝擊，這對健康的促進、死亡的預防是貢獻卓鉅的，但是，過去此類的研究還有兩個問題。

第一，除了少數研究（廖勇柏、李文宗、陳建仁 1998；周孟嫻、紀玉臨、謝雨生 2010），大部分研究未處理現象的空間鄰近效應（spatial lag effect）。換言之，使用特定的空間單元如鄉鎮市區作為分析單位，即假定鄉鎮市區的死亡率只受該鄉鎮市區的環境脈絡因素影響，這違反了人們日常生活的常態，實際上人們的居住、就學、就業、就醫等地點間的移動常是跨越鄉鎮市區界線的。例如，民眾的就醫行為不盡然發生於同一鄉鎮市區內，民眾可能選擇到鄰近鄉鎮的醫療院所就醫，換言之，醫療服務的範圍也不侷限於院所位處的鄉鎮，一地的死亡率不只受當地環境影響，鄰近鄉鎮市區的環境也干擾該地死亡率變化。

第二，多數死亡率研究為橫斷式的研究，少有以時間維度來探討臺灣死亡率的變遷軌跡，也忽略了死亡率時間變遷的空間差異。臺灣的死亡率究竟是隨時間上升還是下降？各地死亡率變遷趨勢是否一致？各地死亡率變遷的速率是否相近？又是什麼因素與死亡率的變遷相關？這些問題在過去的研究裡似乎沒有被處理。

綜合以上所述，我們在探討地理環境與死亡率的關係時，應該克服的三個問

題為：地理環境因素的解釋多樣性、空間鄰近效應，以及死亡率變遷的空間差異。

總結的說，為探知臺灣的死亡率時空不均等現象，本研究的目的臚列如下：

- 一、探討臺灣死亡率的空間差異。
- 二、討論臺灣死亡率隨時間變遷的型態。
- 三、探討與死亡率相關的环境脈絡因素。
- 四、確認環境脈絡因素的空間鄰近效應 (spatial lag effect)。

為達研究目的，本研究以 2001 年至 2012 年的全死因標準化死亡率作為研究對象，以鄉鎮市區作為分析的空間單元，選用多面向的解釋因素，來探討環境脈絡因素與死亡率時間變遷趨勢的關係，並檢驗環境脈絡因素的跨鄉鎮影響。



第二節 研究問題



為達成研究目的，本文依序解答以下問題：

- 一、哪些是死亡率最高與最低的鄉鎮市區？
- 二、鄉鎮市區的死亡率是否隨時間變遷？在 12 年間是上升還是下降的趨勢？
- 三、什麼環境脈絡因素與各鄉鎮市區的死亡率有關？
- 四、什麼環境脈絡因素與各鄉鎮市區的死亡率變遷速率有關？
- 五、鄰近鄉鎮市區的環境脈絡因素會不會與本地的死亡率有關？
- 六、鄰近鄉鎮市區的環境脈絡因素是否與本地死亡率變遷速率有關？

第三節 研究重要性

本研究主張，當探討環境脈絡與死亡率的關係時，應該處理因素的解釋多樣性、空間鄰近性，以及死亡率變遷的空間差異。其原因分述如下。

首先，針對環境脈絡因素的解釋多樣性，如果我們能更全面性地發現與死亡率有關的環境脈絡因素，並且比較各因素的影響強度，應有益於健康政策的制定與調整。第二，倘若環境脈絡因素具有空間鄰近效應，也許透過改變一鄉鎮的地理環境，其效果可以外溢到鄰近鄉鎮，毗鄰的鄉鎮群體因而共同受惠，死亡率可以整體下降。第三，本研究討論鄉鎮市區死亡率的變遷趨勢型態，並探討可能的因素，若真有某些環境脈絡因素影響鄉鎮市區死亡率的變遷速率，則意味著這些因素不但影響著今日的死亡率，也與未來死亡率變遷速率有關，那麼政策的佈局更應將的健康相關措施視為一種國民健康的投資，今日的投資將與國民未來的健康息息相關。

過去針對健康、疾病、死亡等議題進行研究的學術領域多為醫學地理學、社會流行病學或公共衛生學。醫學地理學的研究傳統在於使用地圖繪製疾病的分布 (e.g. Haviland 1875; Stocks 1928 1936 1937 1939; Murry 1962; Howe 1963)，或者探討環境與疾病、死亡的關係 (May 1950; Jones and Moon 1993; Curtis and Jones

1998; Smyth 2007)；社會流行病學揭露健康的不平等 (health inequality)，舉凡健康狀態、疾病、死亡等現象之階級、地理的不平等都是社會流行病學關注的重要議題，在這個領域也累積了相當豐富的研究 (e.g. Macintyre, Maciver and Sooman 1993; Sooman and Macintyre 1995; Macintyre et al. 1998; Ellaway, Macintyre and Kearns 2001; Macintyre, Ellaway and Cummins 2002)；而公共衛生學關心社會大眾的健康，透過研究以改善衛生政策與醫療資源分配，目的在於促進大眾的健康 (e.g. Evans, Barer and Marmor 1994; Starfield 1998; Shi et al. 2005; Shi, Tsai and Kao 2009)。

本研究特別之處在於融合地理資訊系統 (geographical information system, GIS) 工具如 ArcMap、GeoDa 等軟體進行資料的空間推估、鄰近效應的計算，並繪製環境脈絡因素地圖與死亡地圖，並以社會科學常用的分析法——多層次分析法來估計死亡率的起始值與變遷率，且將估計結果繪製成地圖以展現時間變遷的空間異質性。進言之，本研究冀望能結合醫學地理學、社會流行病學、公共衛生學等領域的優點，以地圖窺探死亡率的分布並討論相關因素，旨在揭示死亡的不平等現象，並提出相關建議。

第二章 文獻探討

本章共分為三個小節，第一節討論與健康相關的因素，為本研究的架構提供概念基礎。第二節探討環境脈絡因素與死亡率的關係，分別從環境品質、社經水準、生活壓力、醫療資源四個面向來談其與死亡率的關係，並分別回顧相關的經典研究。第三節則是挑選 2000 年以後較新的文獻，這些文獻在討論環境脈絡與死亡的關係時選用較廣泛的架構，值得本研究參考。

第一節 健康因素的研究架構

過去眾多文獻探討健康相關的環境因素，但是各領域關注的面向不同。1970 年代以後，由於醫療、公共衛生資源分配的決策需要考量資源挹注的適切性，故發展出了健康研究的概念架構，期能以更全面性的角度來解釋健康狀況的差異。以下介紹幾個知名的健康架構或模式，並加以比較，用以形塑本研究的架構。

一、健康領域概念 (Health Field Concept)

1974 年加拿大衛生福利部部長 Marc Lalonde 提出健康領域概念 (health field concept)，將健康領域分成四個概念——人類生物學 (human biology)、環境 (environment)、生活型態 (life style) 與健康照護系統 (health care organization) 四個概念，以檢驗這些因素與疾病、死亡的關係 (Canada 1974)，如以下介紹。

1. 人類生物學 (human biology)

指由人體內在所形成的生理與心理因素，包含基因遺傳、發育與老化過程、複雜的人體系統如骨骼、神經、肌肉，心血管、內分泌、消化等等系統所形成的生物學因素。這些人體生物學的因素與疾病和死亡息息相關，例如關節炎、糖尿病、動脈硬化、惡性腫瘤等慢性病，或是遺傳性疾病、先天性畸形、智能問題等。

2. 環境 (environment)

指外在於人體的環境因素，是個人難以或無法控制的因素，例如食物、藥物、

化妝品、水、設備等生活必需品的來源，傳染病的預防，空氣、水以及噪音汙染，廢棄物與汙水的處理，社會環境的轉變如都市化造成的擁擠、勞動條件的轉變、快速的社會變遷等等，都足以衝擊人類的健康。



3. 生活型態 (life style)

生活型態是個人的選擇，其與健康的關係可由個人控制。若是個人的慣習與觀念不正確，極有可能傷害個人與家庭的健康。例如：麻醉藥品的使用、飲食與運動習慣、不小心或不在乎的態度等，都可能危害健康。

4. 健康照護系統 (health care organization)

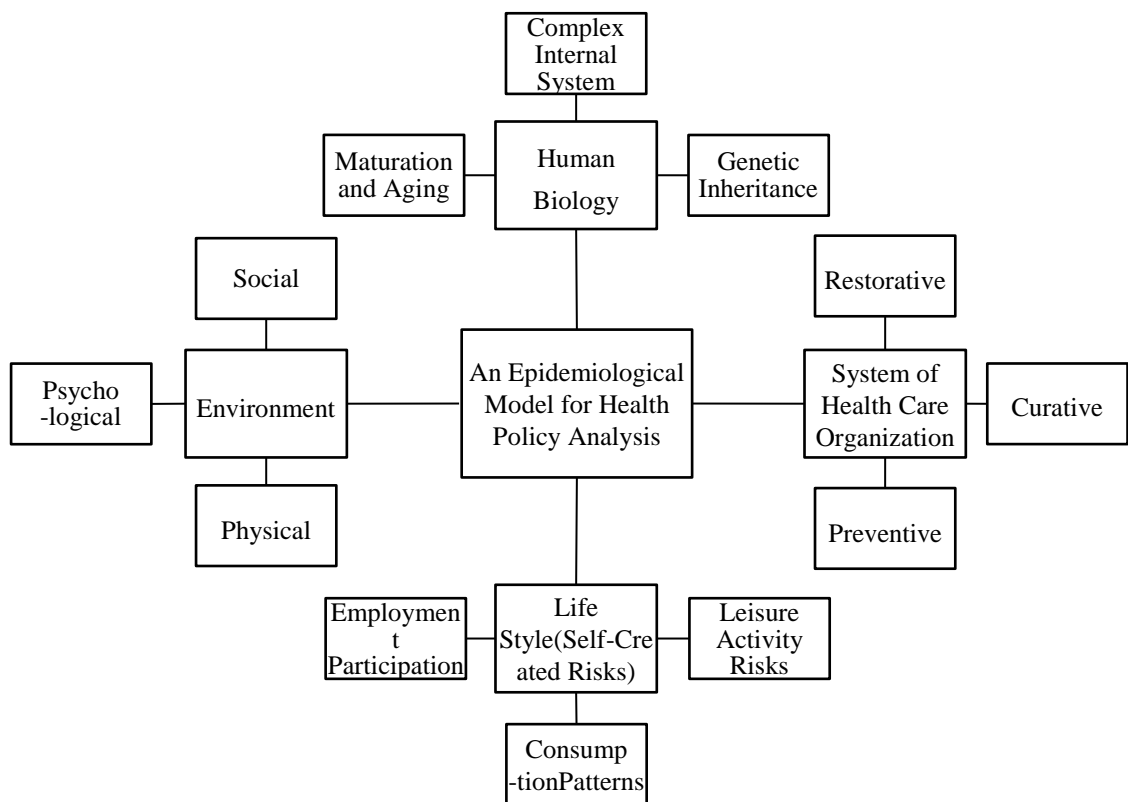
如醫療資源的數量、品質、結構、人與醫療資源的關係，包含醫療、護理、醫院、養老機構、藥品、公共與社區健康保健服務、牙醫治療及其他服務如視光檢驗、背脊、足部治療等，總言之即是與醫療照護系統相關的各層面因素。

Marc Lalonde 認為，利用健康領域四大概念的架構來評估健康問題具有幾個優點。首先，使用此架構可以更全面性地檢視影響健康的因素，而非侷限在特定的層面上，避免分析者在探討健康問題影響因素時，闕漏了重要的影響因子；其次，無論用於個人層次或總體層次，此架構都能提供分析基礎；最後，這個模型適用於在任何健康問題上，以死亡因素為例，每一種死亡因素，必定與這四個概念有或多或少的關連，只是各概念的影響強度不同，且每個概念都還能延伸出更細緻的次概念，以探討各個概念與死亡的關係。例如，交通事故死亡可能與生活型態的關聯較強，而與環境與醫療照護系統的關聯較弱。

二、健康政策流行病學模式

美國的 Dever (1976) 延伸 Lalonde 的健康領域四大概念，發展了健康政策分析的流行病學模式 (epidemiological model for health policy analysis)，運用在流行病的分析上。Dever 認為，由於傳染性疾病逐漸能預防及控制，健康領域的四大概念更能符合慢性病盛行的現代生活，他將四大概念底下各延伸出三個次領域的

概念。將人體生物學概念分為人體系統 (complex internal systems)、發育與老化 (maturation and aging) 與基因遺傳 (genetic inheritance)；將環境概念分為了心理 (psychological)、社會 (social)、物理 (physical) 環境的因素；將生活型態概念分成了消費型態 (consumption Patterns)、勞動參與與職業風險 (employment participation and occupational Risks)、休閒活動風險 (leisure activity risks) 等因素，將醫療照護系統分為醫療 (curative)、預防 (preventive) 與恢復 (restorative) 等因素(圖 1)。



Source: Dever, G. E. A. (1976).

圖 1 Dever (1976) 健康政策分析的流行病學模式

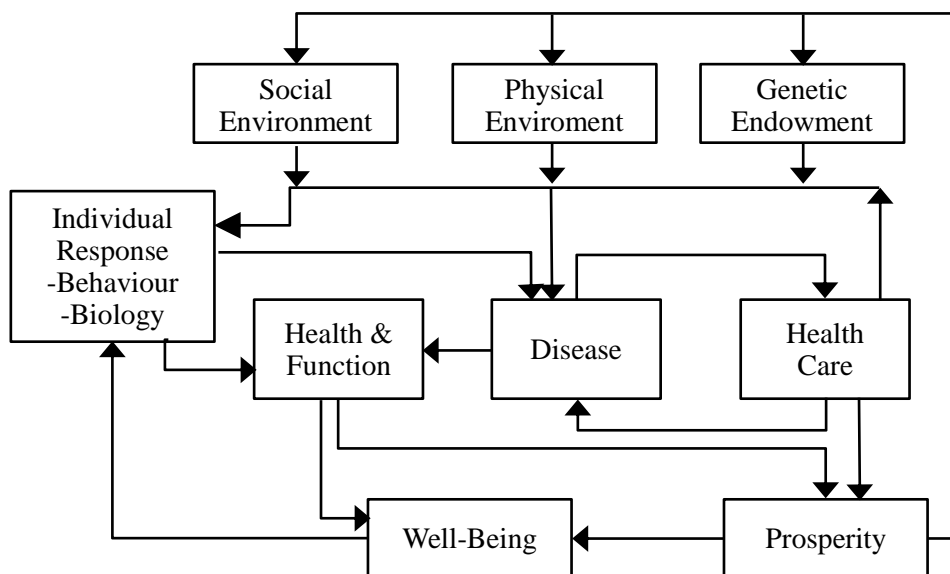
Dever 的研究貢獻在於他借鏡加拿大的健康領域模式，批判美國投注龐大資源在醫療照護系統卻未見成效，並主張探討死亡因素時應更全面性考慮各個層面的因素，他所發展的流行病學模式正是一個可供分析的架構。

三、健康決定因素模式

1990 年 Evans 與 Stoddart 發展的模式將 Lalonde (1974) 的健康領域模式演繹、解釋與拓展(圖 2)，首先，隨著各國經濟發展，各國國民的收入提升，但是國民的健康差距並無因此消弭，疾病與死亡的威脅依然影響著貧窮的社會群體。於是 1980 年代，討論社經條件與健康關係的研究大量出現，社會環境所造成的健康不平等(health inequality) 遂成為了流行病學、醫學地理學、公共衛生學等領域關心的議題。有鑑於此，這個模式明確地將社會環境獨立為一個決定健康的重要因素，也就是說，Lalonde 的健康領域模式中，環境脈絡因素被區分成了社會環境 (social Environment) 與物理環境 (physical environment)。

另一方面，此模式認為基因遺傳、外在環境與醫療照護系統之間對個人的影響可能具交互作用，並強調個人回應外在因素的主動性與差異性。個人透過行為適應與生物機能來減緩身體內外存的危機，若能克服危機或是獲得適當的醫治，就可能達到健康 (well-being)。

最後，此模式也認為並非實施醫療照護就必定有所效果，患者可能未痊癒，或依然為不健康的狀態。故一味投注醫療資源並非最佳的政策，評估架構中各個概念的重要性與影響程度並能「對症下藥」，才是改善國民健康的方法。



資料來源：Evans, R. G. and G. L. Stoddart. (1990).

圖 2 Evans and Stoddart 健康決定因素模式



四、分析比較

回顧 Marc Lalonde、Dever、Evans 與 Stoddart 提出的研究架構，能獲知這些架構中與健康相關的因素大致可劃分為若干面向的因素，分別為基因、生活方式、物理環境、社會環境、醫療資源等五大面向的因素。

在上述的五大面向因素中，本研究採取物理環境、社會環境、醫療資源等面向的因素，而無法討論基因及生活方式（如抽菸、飲酒）面向的因素。因為基因與生活方式多以個體尺度作為測量依據，難以用於進行鄉鎮市區間的比較。

接著將與健康相關的环境脈絡因素制定為四個面向，分別為環境品質面向、社經水準面向、生活壓力面向與醫療資源面向。其中，環境品質與醫療資源是過去文獻常提及的物理環境與醫療資源概念，而社會環境於本研究則劃分為社經水準與生活壓力兩個面向，這是奠基於過去所發展出來的兩大理論——社經剝奪理論與社會整合理論，這四大面向的概念說明與理論詮釋將於下一個小節分別介紹。

第二節 環境脈絡與死亡的關係



本小節依據本研究提出之四大因素架構—環境品質、社經水準、生活壓力與醫療資源，討論各面向因素與死亡的關係，在每一個小主題中分別有概念說明以及相關的經典研究。

一、環境品質與死亡的關係

(一) 環境品質的概念

人們生活周遭的物理環境 (physical environment) 影響著健康，舉凡人們生存所必需之空氣、水、食物，都與物理環境息息相關。若空氣、水、土壤遭受污染，致使物理環境的品質低落，那麼人們的生存機會必定將受到影響。

臺灣就曾發生多起工廠排放污染物造成員工或居民的不適、患病、罹癌、死亡的事件。例如，美國無線電公司 (Radio Company of America, RCA)、六輕工業區、高雄石化工業區對員工及居民的健康效應，在過去已累積了豐碩的研究成果 (葛應欽 1996; 林宜平 2006; 范慶龍、賴進貴 2006; 徐世達 2010; Tsai et al. 2014; 賴嘉祥等 2015); 而且，臺灣的工廠與農地、住宅區無明顯區隔 (葛應欽 1996; Lee et al. 2003)，工廠的污染物可能直接衝擊居民的環境品質，勢必影響著居民的健康。

2011 年經濟合作發展組織 (OECD) 發展的美好生活指數 (better life index)，結合客觀統計指標與民眾主觀認知來衡量福祉 (well-being)，作為國家之間福祉的比較。其中，環境品質 (environment quality) 也被納為美好生活的指標架構之中。OECD 認為，生活中的物理環境影響著人們的健康，而健康又攸關生活品質，所以環境品質應該受維護或改善，才能確保人們享有美好的生活。

2013 年 OECD 的美好生活指標架構中，環境品質這個概念底下包含兩個指標，分別為空氣品質與水質滿意度。空氣品質的測量是計算 10 萬人以上人口之地區懸浮微粒 PM_{10} 年加權平均濃度，由於 PM_{10} 還夾雜著硫化物、硝酸鹽、碳、有機碳化物、鈉及銨離子、細懸浮微粒如 $PM_{2.5}$ 等有害健康的物質，故空氣品質

可以是決定生活環境品質的重要指標；而水質滿意度則是透過訪問的方式，來獲得人們對居住地水質的主觀滿意度。

我國基於 OECD 的美好生活指數，發展出屬於臺灣人的國民幸福指數，並於 2013 年初次公布。在我國的國民幸福指數中，採用國際指標與在地指標，以兼顧跨國比較與在地比較 (行政院主計處 2015)。其中，環境品質的國際指標與 OECD 相同，而在地指標則選用內政部營建署調查之接近綠地指標，是以都市計畫區現況人口每人享有已闢建公園綠地面積為依據。

另一方面，世界衛生組織 (WHO 2002) 於世界健康報告中指出，環境危險因素為不安全的水與衛生、室外空氣汙染、室內空氣汙染、鉛暴露與氣候變遷等，這些因素又與特定的疾病有關(表 1 錯誤! 找不到參照來源。)。顯而易見的，環境因素可能造成傳染性疾病盛行，如腹瀉或瘧疾；也可能導致非傳染性疾病的盛行，如心血管疾病或營養不良等，如果居住環境中有危害健康的危險因素 (risk factors)，透過排除這些有害因素應能降低地方的死亡率。

表 1 環境危險因素 (WHO 2002)

危險因素	相關疾病
不安全的水與衛生措施	腹瀉
室外空氣汙染	心血管疾病死亡率、呼吸系統死亡率、肺癌、小兒急性呼吸道感染死亡率
燃煤產生的室內空氣汙染	小兒急性呼吸道感染、慢性阻塞性肺病、肺癌
鉛暴露	心腦血管疾病、輕度智能障礙
氣候變遷	腹瀉、洪水災損、瘧疾、營養不良

資料來源：WHO 2002。

(二) 相關文獻

空氣與水可說是 OECD 與 WHO 所提出的環境因素架構中共有的概念，值得本研究借鏡取材。以空氣品質為例，許多研究致力探討懸浮微粒與死亡的關係，特別是粒徑小於 10 微米的 PM₁₀ (Schwartz 1991 1994)，及小於 2.5 微米的 PM_{2.5}

的懸浮微粒在近年來成為了空氣品質的研究重心。在 Schwartz (1994) 的一篇 Meta-Analysis 研究中，就已確認 PM₁₀ 與每日死亡率的關係 (表 2)；另一個知名研究為美國 20 城研究，Samet 等人 (2000) 追蹤了美國 20 個大城市於 1987-1994 年的每日死亡率資料，以 log-linear 迴歸法檢驗五種空氣污染物 PM₁₀、SO₂、CO、O₃、NO₂ 與日死亡率的關係。研究發現 PM₁₀ 濃度與全死因、心血管疾病、呼吸系統疾病的日死亡率相關，PM₁₀ 濃度每增加 10 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ，將提高全死因死亡率 0.51%、心血管疾病與呼吸系統疾病死亡率 0.68%。

表 2 懸浮微粒縱貫式研究之死亡率估計效應摘要

城市	污染物	研究年代	研究方法	濃度	每增加 100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 相對死亡風險	
密西根州	TSP	1973-1982	Poisson Regression	84	1.06	
明尼蘇達州		1973-1982		76	1.06	
賓州		1973-1980		77	1.07	
俄亥俄州		1974-1984		111	1.04	
田納西州	PM ₁₀	1986		60	1.09	
密蘇里州		1986		56	1.08	
猶他州		1985-1989		94	1.08	
阿拉巴馬州		1985-1988		96	1.06	
加州 Santa Clara		1990			70	1.04
倫敦(1959-1972)	optical measures	1990		Gaussian	174	NA
倫敦(1952)		1952	2000		1.06	
紐約		1976	2.14 ^a		NA	
雅典		1990	NA		NA	

資料來源：Schwartz 1994

註：^a haze 係數

著名的「哈佛六城研究」由 Dockery 等人自 1974 年起追蹤美國六個城市 (Watertown, Harriman, St. Louis, Steubenville, Portage and Topeka) 的成年人，在控制了個人抽菸情形、年齡、性別、教育程度與身體質量指數 (BMI) 後，PM_{2.5} 濃度與非事故死亡風險具顯著正相關，空氣污染最嚴重的城市標準化死亡率比最


輕微城市高出 1.26 倍，且心臟病、肺癌的死亡率也會升高。這個研究也促成了美國環保署於 1997 年制訂懸浮微粒 PM_{2.5} 的管制標準 (鄭尊仁 2012)。

世界衛生組織於 2013 年提出 PM₁₀、PM_{2.5} 是威脅人類健康最主要的殺手(王建楠、李璧伊 2014)，但是它們對健康的危害是什麼？因為它粒徑小，無法被鼻腔及上呼吸道阻擋，進入人體後可達呼吸道深部的肺泡，特別是 PM_{2.5} 比血液中的紅血球還要小，能在人體自由穿透，其上附著的污染物便能長驅直入人體，提升呼吸道症狀與罹病率、心血管疾病罹病率、老年人心肺死亡率，增加死亡的風險 (鄭尊仁 2012；翁叔平、郭乃文、呂珮雯 2013；王建楠、李璧伊 2014)。

國外已有豐富的研究討論空氣汙染與健康的關係，而國內研究最知名的為石化工業釋放之懸浮微粒的健康研究。例如，Yang 等人 (1999) 以 1990 年至 1994 年家庭主婦的肺癌死亡資料作為研究對象，並以 PM₁₀ 濃度作為空氣汙染程度指標，將高雄市劃分為高度、中度、低度空汙的鄰近石化與非鄰近石化區。研究發現，控制了個人變項之後，同為鄰近石化區，高度空汙區的家庭主婦肺癌死亡率是低度空汙區婦女的 1.66 倍，中度空汙區則是低度空汙區的 1.5 倍。然而，非鄰近石化區的高度、中度、低度空汙地區的肺癌死亡率則無異。

由蘇慧貞等人進行的研究計畫—雲林離島式基礎工業區環境與居民健康身體健康之風險評估研究，發現雲林離島式基礎工業區運轉後總懸浮微粒 (Total Suspended Particulate, TSP)、硫化物 (Sox)、氮化物 (Nox)、有機性揮發物 (VOCs) 的排放量有增高趨勢。其工業區所在的麥寮鄉居民，肝癌、肺癌、心血管疾病的標準化死亡比 (standardized mortality ratio, SMR) 顯著高於臺灣其他地區；肝癌、心臟病的 SMR 也顯著高於雲林縣其他地區 (引自詹長權 2008)。

詹長權於 2008 年的研究報告指出，六輕工業區於 2000 年完工營運後，雲林地區的懸浮微粒濃度逐年升高，台西鄉的惡性腫瘤和肺癌死亡率在六輕運轉後的第 4-6 年顯著地比第 1-3 年高；台西鄉與麥寮鄉的肝癌死亡率在六輕運轉前與運轉期間皆顯著高於對照鄉鎮。



除了空氣汙染，過去許多研究指出水的品質對人們的健康有深遠的影響，以臺灣最知名桃園 RCA 事件為例，因為前員工或附近居民發生罹癌及死亡，是臺灣第一個組成自救會控告企業的汙染事件 (彭保羅、曾育慧 2011)。RCA 是美國無線電公司的簡稱，於 1994 年被舉發於設廠期間傾倒有機廢溶液，鄰近地區的地下水被檢測出含有 8 種有機溶劑的汙染物質 (林宜平 2006)，相關研究指出，RCA 員工的各死因與癌症的死亡率與臺灣其他地區居民無異 (Chang et al. 2003a)，但乳癌死亡比例偏高 (Chang et al. 2003b)。Lee 等人 (2002) 則採樣了 RCA 附近的地下水，並比對 RCA 附近河川上游與下游地區居民的死亡率，發現 RCA 設廠後下游地區的男性全癌症、肝癌的死亡 odds ratio 提高了，但是上下游女性的癌症死亡 odds ratio 無顯著的差異。

水中的污染物可能透過逕流影響土壤，透過生態系統之食物鏈 (food chain) 進到人體，無論是短期暴露或長期累積都會使身體中毒與病變。例如「世紀之毒」戴奧辛 (dioxins) 多由高溫燃燒的產業排出，不易被分解，若長期暴露恐有致癌風險，並影響內分泌系統、生殖系統與免疫系統 (蔡岡廷、王建楠 2007)；早期臺灣大量使用的農藥如二氯二苯基三氯乙烷 (DDT)，在美國被發現將干擾動物的內分泌，造成繁衍失敗，而且具生物累積與生物放大的效果 (李璧伊、王建楠 2007)；日本 1950 年知名的汞中毒事件，則是因為工廠排放廢水含汞使得魚貝類遭受汙染，附近居民吃了漁產後大腦皮質細胞受嚴重損害，導致記憶力衰退、肌肉不協調、精神恍惚等神經系統症狀，孕婦甚至還產下了畸形兒 (李璧伊、王建楠 2007)。綜觀而言，土壤、地下水汙染物非常多種，對人體造成的危害層面也不盡相同，分別表現在致癌風險、神經系統、內分泌系統、生殖系統等身體不同部位的損害。

綜合以上所述，空氣、水、土壤的汙染物與健康的關係是過去研究的大宗，人們所生活之環境中的空氣、水、土壤的品質與人們的健康息息相關，乾淨而無受汙染的生活環境是人人生活之基本必需。



二、社經水準與死亡的關係

(一) 社經水準的概念

一地愈貧窮，社經水準愈低落，而社經剝奪是衡量貧窮程度的常用指標。社經剝奪指稱一個地方或一個由個人、家庭、群體組成的社會之可觀察且可論證的不利條件 (Townsend 1987)，通常透過若干個指標來測量一地資源的豐缺——也就是貧窮的程度，故以社經剝奪程度作為一地社經水準的衡量，應是可行的方式。若是一地的剝奪程度高，代表該地社經水準較為低落，也就是較為貧窮，該地居民未享有應享有的資源，如同被剝奪般遭受不平等待遇。而且，貧窮是疾病之本，剝奪的環境必與該地的健康低落有關 (Black 1993)。

過去文獻中，通常將若干個指標聚合成一個剝奪指數 (deprivation index)，以比較各地間的社經水準，是測量社經環境最常用的指標 (Carstairs 2000)。剝奪指數的建構通常以小面積地域如郵區 (postcode area)、選區 (wards) 作為空間單元 (Carstairs 2000)，使用普查資料並挑選適當的社經變項，將這些變項整合建構出一代表性的指數，讓每個小地域都有其相對的剝奪指數，藉以評估地方需求，作為醫療與健康資源配置的參考。學者們相信，剝奪指數能反映地方社會組織與結構、社會與經濟的剝奪、資源可得性及機會結構 (Singh 2003)。

英國是最早發展出剝奪指數的國家，用以研究社經剝奪與健康的關係。例如 Jarman index (又稱 underprivileged area, UPA) (Jarman 1983 1984)、Townsend index (Townsend et al 1998)、Carstairs index (Carstairs and Morris 1991) 等指數。除了英國以外，其他國家如法國 (Rey et al. 2009; Windenberger et al. 2011)、西班牙 (Benach and Yasui 1999)、紐西蘭 (Salmond and Crampton 2000)、美國 (Singh 2003) 等，也曾建構剝奪指數並應用於健康研究。

本研究將過去各國曾使用於健康研究的剝奪指數整理如表 3，並加以分類成五個面向，分別為資源層面、收入層面、職業層面、教育層面及人口學層面。儘管各國建構剝奪指數的變項、方法不盡相同，但這些研究的核心理念相似，也就

是以剝奪指數測量一地居民物質資源 (material resources) 的缺乏程度，以衡量一地生活環境的貧窮程度。值得注意的是，由於各國多以普查資料為主體，而英國因為發展剝奪指標的時間較早，當時尚未有合適的收入資料能運用，故多由普查資料中提取有無車子、房子等題項來衡量貧窮狀況 (Carstairs 2000)。英國的 Jarman index 則將弱勢人口比例置入指標，如單親家庭、有 5 歲以下兒童家戶、獨居老年人等，這是因為此指標建構的本意在於衡量地方初級照護 (primary care) 的需求，故將相對弱勢族群的需求納為考量。

雖然許多國家皆曾使用剝奪指數來探討其與死亡率的關係，以形塑健康不平等的論述，但是最廣泛使用的還是英國的 Townsend 指數與 Carstairs 指數 (Higgs et al. 1998)。無論是用哪一種剝奪指數，其最基本理念正是探討資源缺乏的環境與死亡率的相關性，回歸到社經剝奪的基本理念，社經剝奪表現在物質資源、收入、教育與職業的層面，剝奪的環境象徵著生活環境的貧窮、社經水準的低落，例如生活機會貧乏、公共設施不足、較高的犯罪與較低的道德規範等等 (Sloggett and Joshi 1998; Carstairs 2000)，對於各種年齡層的人而言，這樣的環境都是不利於生存的，例如，對兒童來說，這樣的環境可能缺乏安全的休閒運動場所，象徵著居住條件的擁擠，且缺乏適當的文化刺激；對成年人而言，這種環境象徵著工作機會的貧乏與難以維持的生活水準，甚或衍伸出不良的生活方式；長期生活於剝奪環境下的居民，各種不利於生存的條件持續累積，老年時就是集所有經歷之不利條件於一身 (Black 1993)，造成提早死亡或不能善終。這樣的環境條件不只影響著環境中窮人的健康，非窮人的健康也會遭受影響 (Macintyre 1997)，簡言之，剝奪的社經環境等於剝奪了人們生存的機會。過去實證研究多顯示，社經剝奪與全死因死亡有著正向相關，所以我們不應忽視社經剝奪與死亡的關聯。

表 3 各國剝奪指標比較表

指標	英國 Jarman	英國 Townsend	英國 Carstairs	西班牙	法國 FDep 90,99	紐西蘭 NZDep 96	美國
資源層面							
失業率	0	0	0(男性)	0	0	0	0
電話						0	0
自有車/大眾運輸	0	0	0			0	0
自有房屋		0				0	0
住宅擁擠	0	0	0	0		0	0
房價中位數							0
房租中位數							0
月抵押價值中位數							0
房屋損壞							0
收入層面							
家戶收入中位數					0		0
個人平均收入						0	
低收入戶人口						0	0
中低收入戶人口							0
貧富差距							0
職業層面							
社會階級 IV/V ^{註 a}			0				
非技術勞工	0			0			
白領階級							0
藍領階級					0		
教育層面							
高中教育人口					0		0
初等教育人口							0
未受教育人口				0			
無任何證照/證書						0	
人口學層面							
單親家庭家戶	0					0	0
有 5 歲以下孩童	0						
獨居老年人	0						
過去一年曾搬遷	0						
弱勢族群	0						

(二) 相關文獻

英國有許多研究將剝奪指數運用在健康的地域 (areas) 差異。例如，Eames, Ben-Shlomo 與 Marmot (1993) 以 England 的 14 個選區 (wards) 作為研究空間單元，建構出各選區的 Carstairs 指數、Townsend 指數及 UPA 指數。研究結果發現，三種社經剝奪指數皆與 65 歲以下人口的全死因標準化死亡比 (ratio) 有線性的正相關，而且位居 England 北方的選區，剝奪指數與死亡比的線性關係較強。

Ben-Shlomo, White 與 Marmot (1996) 的研究可說是前列研究的延伸，採用選區作為空間單元，65 歲以下人口的全死因標準化死亡率作為研究對象，探討 Townsend 指數、選區平均收入與死亡率的關係。研究發現，Townsend 指數與死亡率有高度線性相關，且選區平均收入會削弱 Townsend 指數與死亡率的關係。

Congdon, Shouls 與 Curtis (1997) 的研究將剝奪研究帶往跨空間尺度的發展，他們採取多層次模型 (multilevel model)，將選區作為低層次的空間單元為，面積較大、人口較多的區域 (districts) 作為高層次的空間單元，探討跨尺度的剝奪交互作用的現象。這個研究以 1990 年至 1992 年的 45-64 歲人口之全死因死亡率作為探討對象，有趣的是，這個研究將社經環境水準分成兩種面向，第一個面向為富裕指數 (為高社會階級 I / II、高教育程度、有兩輛車以上的人口比例)，第二個面向為剝奪指數 (為 Townsend 指數的四種變項)，並以 Poisson 迴歸進行探討。研究結果顯示，選區的死亡率可由富裕指數 (降低死亡率) 與剝奪指數 (提升死亡率) 解釋，且區域 (districts) 與選區的變項產生跨層次的交互作用，北方區域 (districts) 內的選區其死亡率較高。

Higgs, Senior 與 Williams (1998) 以英國 Wales 的選區作為研究的空間單元，探討 1981 至 1991 的標準化死亡比變遷情形，並依據 Townsend 指數將選區分為 5 種等級的剝奪程度，發現儘管 Wales 地區在十年間全死因與各死因標準化死亡比下降，但是相較於剝奪輕微的選區，剝奪嚴重的選區標準化死亡比下降幅度是明顯較小的，例如以全死因死亡比而言，剝奪最輕微的選區標準化死亡比下降了

26%，而最嚴重的選區卻只下降 19%。

法國的剝奪指數 FDep99 研究者將失業率、家戶收入中位數、高中畢業人口百分比與藍領階級人口百分比採主成份分析 (Principal component analysis, PCA) 計算出第一主成份來做為剝奪指數，特別的是，這個研究採取不同尺度的空間單元 (空間單元範圍由小到大分別為 *communes*, *canton*, *zone d'emploi*, *département*, *région*) 以驗證社經剝奪在不同空間尺度與標準化死亡比 (SMR) 的關係。研究發現，*communes* 的 SMR 在剝奪指數最前 20% 組較最後 20% 組高了 24%。除了最高層次的 *région* 之外，其餘各種空間尺度的剝奪指數皆與 SMR 有正向的 log 線性相關 (Rey et al. 2009)。Windenberger 等人進一步於 2011 年的研究中，比較了 1988-1992 年以及 1997-2001 年兩時期剝奪指數與全死因死亡比的關係，發現兩者的關係有增強的趨勢。

西班牙的 Benach 和 Yasui (1999) 研究選用 4 種社經環境變數，用因素分析方式建構出兩種剝奪指標，分別為指標 1—失業率、未受教育人口比例、非技術勞工人比例及指標 2—住房擁擠人口比例，並將兩種指標的數值繪製成面量圖。另一方面，作者將 1987 年至 1992 年的全死因標準化死亡比分為 0 至 64 歲及 65 歲以上兩組，並且也繪製兩個年齡組的死亡地圖。研究發現指標 1 和 65 歲以上死亡比的分布空間型態一致，而指標 2 和 0-64 歲死亡比的分布空間型態一致。進一步進行相關分析後發現，指標 1 與 65 歲死亡比呈正向相關，與 0-64 歲死亡比無相關；指標 2 與兩個年齡群組死亡比都成正向相關。

美國的 Singh (2003) 採用郡 (counties) 作為空間單元，由 1990 年普查中選取 21 種社經變項進行因素分析，萃取出兩個因素後 (分別解釋變異量的 43% 與 17%)，選取第一個因素由 17 個社經變項萃取出來的因素作為社經剝奪指數，以探討社經剝奪與死亡變遷的關係。研究結果顯示，1969 年到 1998 年間無論是男性或女性、黑人或白人，死亡率皆降低了，但拿每年的死亡率相比，高社經剝奪的郡總是高於低社經剝奪的郡。



三、生活壓力與死亡的關係

(一) 社會整合的概念

社會的整合不佳，社會成員中的壓力愈大。社會學大師涂爾幹於著作《自殺論》中論述社會整合的概念，他認為社會中的成員透過社會關係整合進社會中，若社會成員間相互熟悉且關係緊密，則社會結構是相對穩定的，這便是一個高度整合的社會。反之，若社會中的成員社會關係薄弱，缺乏聯繫與依賴，則社會結構是相對不穩定的，這便是一個低度整合的社會。社會整合的不佳，起因於社會的快速變遷，致使社會的控制及規範功能弱化，社會的基本價值觀、信念及規範快速瓦解，造成生活於社會中的個人無所適從 (Berkman et al. 2000)，這便是涂爾幹所稱的社會碎化 (social fragmentation) 現象 (Pabayo et al. 2012)。涂爾幹進一步以自殺死亡率資料來檢證他的主張，發現社會整合程度愈低的社會，自殺死亡率愈高，且迷亂型自殺 (Anomic suicide) 與社會碎化最為相關 (Berkman et al. 2000)。

涂爾幹的論點啟發後續社會學家致力於探討社會整合與健康的關係，1970年代中期起相關研究紛紛出爐，多數研究使用不同但相近的概念來衡量社會整合，大量有關社會聯繫 (social ties)、社會網絡 (social network)、社會支持 (social support)、社會互動 (social interaction) 的出現，用以討論與各種健康現象的關係如死亡率、發病歷程、恢復歷程、心理健康、生理功能等 (Seeman 1996)。

若我們將外在的社會環境變化視為一種對身體的刺激，那麼社會中的成員關係薄弱疏離，社會氛圍迷亂與失序，對社會成員而言都是一種刺激，形成無形的心理壓力。另一方面，社會的碎化使得社會支持性功能崩解，社會成員遭遇壓力事件或壓力情境時，就不容易緩衝或轉化心理的壓力。Berkman 等人 (2000) 曾論述，社會整合由社會關係表現，而社會關係諸如物質性的支持 (access to resources and material goods)、社會支持 (social support)、社會接觸 (person-to-person contact)、社會依附 (social engagement)、社會影響 (social

influence) 等，這些人際間的行為影響著個人心理作用歷程，進而影響人們的生理機制 (Seeman 1996)。

但是，心理作用歷程如何影響生理機制？若將外來刺激視為一種壓力 (stresses)，身體接收外來壓力後便會轉換為內在壓力 (strains)。內在壓力刺激交感神經系統 (sympathetic nervous system) 活絡，促使心跳加快、血管收縮、支氣管擴張、釋放肝醣、血液中的腎上腺素提升，以準備應付外在環境壓力，透過這一連串的機轉，人們免於因未察覺或未反應而導致身體損害或死亡，達到體內的平衡狀態 (homeostasis) (Cannon 1935)。

1956 年 Hans Selye 提出「一般適應症後群」 (General Adaptation Syndrome G.A.S)。Selye 主張，人類面對外在的刺激後會出現一連串的生理反應，例如腎上腺素激升、淋巴腺體的活躍、體重減輕等等，以適應外來的壓力源 (Stressor)，整個壓力反應的發展可以分成三個階段：警覺期 (the alarm reaction)、抗拒期 (the stage of resistance)、衰退期 (the stage of exhaustion)，當適應結果不彰，人們可能走向疾病或死亡 (Selye 1978)。

Cassel (1976) 的報告完整地演繹了社會環境壓力觀。Cassel 認為，外在的社會性壓力源透過社會心理的過程 (psychosocial process) 來影響著人的內分泌與免疫系統，提高人們的疾病易感性 (susceptibility to disease)，因而更容易患病。其中他特別強調快速變遷的社會所造成的社會解組 (social disorganization) 現象，如居住結構的不穩定、職業的快速轉換、社會關係的變動與混亂，將奪去社會基本的支持與保護功能 (Cassel 1976；胡幼慧等 1990)。這是因為在快速變遷的社會中，人們常身處於不熟悉的環境，而缺乏人際互動的生活方式將使得人們在遭遇生活壓力時，沒有充足的社會支持 (social support)，如穩定的親屬、友誼等社會關係來紓解或分擔生活的苦悶壓力。在長期慢性的壓力下，使人們的免疫與內分泌系統運轉不平衡而提升疾病易感性，特別是位處於社會邊緣的弱勢族群，更

因缺乏社會性回饋與支持系統，而容易生病、未治療安養，甚至死亡。所以，社會支持可說是緩衝生活壓力的重要保護機制 (Cohen and Wills 1985)。

綜合以上所述，若社會整合程度較佳，我們可以預期這個社會的生活壓力是較輕的，而此地的死亡率會是較低的；反之，整合不利的社會可能是一個充滿生活壓力的社會，而該地的死亡率則會是較高的。

(二) 生活壓力的測量

接著我們以心理學的角度來探究生活壓力與健康的關係。在心理學領域裡所探討的生活壓力，可以說是回應了社會整合理論。依據張苙雲 (1989) 的看法，生活壓力與生活經驗有關，而生活經驗又可分為生活事件與生活情境兩大面向。生活事件主要探討生活中突然性地「改變」，如感情遭受挫折、家庭成員間發生衝突或是親屬離世等等；而生活情境則是在測量生活中的壓力情境，如婚姻問題、工作與職場的問題或是異國生活適應不良等等。換言之，社會關係的突然改變或是生活情境的轉換都會是生活壓力的來源。

在臺灣，生活壓力事件的測量以 Holmes 與 Rahe (1967) 的社會再適應量表 (Social Readjustment Rating Scale) 最為常用。該量表依據 5000 個病歷資料，歸納出 43 項生活壓力事件，涵蓋了家庭、工作、健康、婚姻、財產、法律、求學和社會參與等領域 (張苙雲 1989)，用以測量生活中的壓力事件，且這些壓力事件之間具有累加的效果，儘管這個量表曾遭受概念與方法上的批評 (Banning 2000)，但它仍提供我們一個系統性分析生活壓力的方式。Holmes 與 Rahe 透過 394 位受訪者施測，將結婚這個事件定為 500 分的參照標準，請受訪者為其他 42 項事件評定適應所需要的分數，由此便得到 43 項事件的平均壓力分數。在 Holmes 與 Rahe (1967) 的研究中，平均壓力分數最高的前十個事件依序為「配偶死亡」、「離婚」、「與配偶分居」、「監禁服刑」、「親屬死亡」、「本人遭受重大的傷病」、「結婚」、「工作被開除」、「與配偶言歸於好」、「退休」。由這十個事件可知，婚姻與工作的狀態是形成生活壓力的主要事件。

為了能使國外量表能於本土應用，國內有研究將生活事件壓力量表進行修訂 (蘇東平 1982；Chang 1986；白璐等 1987)。雖然各量表中壓力事件平均分數的排序不盡相同，但大致與 Holmes 與 Rahe 的研究成果相仿，只有「退休」、「與配偶言歸於好」並非國人嚴重的壓力事件 (引自張苙雲 1989)。

由上討論得知，人們的生活壓力事件主要與個人社會關係的劇變有關，例如「配偶死亡」、「離婚」、「與配偶分居」、「監禁服刑」、「親屬死亡」等，或者是源自於工作的壓力如「工作被開除」等，換言之，這些壓力事件象徵著人們社會關係的急遽斷裂，是個人不願面對的事實或是難以負荷的困境，這樣的外在刺激事件可能透過內在心理歷程的運作，如情緒的低落、焦慮、沮喪、憂鬱，進而影響著健康。

(三) 相關文獻

Berkman 與 Syme (1979) 於美國 Alameda 郡的研究可說是社會關係與死亡率關係最經典的研究 (Evans et al. 1994; Seeman 1996)。該研究使用 1965 年至 1974 年的死亡率資料，追蹤 4725 位居民的死亡情形。該研究採用四種社會接觸的形式來定義社會網絡，分別為「婚姻狀態」、「與親戚的連繫」、「是否為教會成員」、「是否為特定群體成員」，並依這四種指標定義出社會網絡指數 (social network index)。接著作者採用卡方檢定分析社會網絡指數與全死因死亡率的關係，發現社會網絡指數最低的男性，較最高的群體死亡率高上 2.3 倍，女性則是高上 2.8 倍，即使控制了調查初始期的自陳健康狀態、社經地位、抽菸、喝酒、運動等個人習慣、肥胖程度與健康管理，社會網絡指數與死亡率的關係依然是獨立相關的。

Kaplan 等人 (1988) 也設計了社會接觸指數 (social connection index)，詢問受訪者五個問題分別為「婚姻狀態」、「與親戚朋友接觸的頻率」、「造訪親戚朋友家的頻率」、「每天被聯絡的次數」、「參與社團或協會的頻率」，將每個受訪者回答的數據編碼成指數，再將受訪者分為五組，將最高分組作為參照組並

以 logistic 迴歸法討論社會接觸指數與死亡率的關係。研究發現，針對全死因死亡率而言，社會接觸指數較低落的組別，其死亡率的 odds 是高指數的 1.78 至 2.12 倍。

Eyer 與 Sterling (1977) 主張高度資本主義下的社會，其社會環境氣氛較為擁擠而對立，社會合作與支持性功能崩解，由於人們的社會關係改變，致使人們活在慢性的壓力之下，是造成已開發國家成人死亡率攀升的主因。Eyer 與 Sterling 回顧了許多長期性研究，提出四種與死亡有關的生活壓力，分別為離婚、喪親、遷移與失業，顯示人們的生活壓力主要與家庭破碎，親屬死亡，工作的問題及遷移有關，這也與前述的國人生活壓力事件呼應。

Neser, Tyroler 與 Cassel 等人 (1971) 以美國北卡羅來納州的黑人為研究對象，探討死亡率與家庭、社會解組 (social disorganization) 的關係。作者使用 1956-1964 年北卡羅來納州各郡的黑人中風死亡率資料，採用 Harvey L. Smith 發展的社會解組指數，以 1960-1962 年的資料建構出各郡的社會解組分數。這些社會解組指標包含單親家庭家戶比例，非婚生子女比例，男性監禁服刑比例，離婚或分居人口比例，18 歲以下未與雙親同住的青少年比例來代表家庭的不穩定性。作者依據社會解組指數將北卡羅來納州的 86 個郡分成五個等級，發現社會解組程度愈高的郡群組，其黑人中風死亡率是最低郡群組的 2.5 倍，且這樣的現象於年輕的族群 (35-44 歲) 最嚴重。儘管本研究聚焦於生存機會，也就是全死亡因死亡率的探討，但是 Neser 等人的研究是最早以社會解組概念討論死亡差異的研究之一，而社會解組指數可以是社會整合程度的指標，值得我們參考。



四、醫療資源與死亡的關係

(一) 醫療資源的概念

醫療資源的豐缺與人們的健康息息相關。舉凡衛生與保健的教育，疾病的預防、診療、調養，急性傷病的手術與復健，每個人的生老病死，都必定需要醫療資源，所以，享有充足的醫療資源，是人們應有的權利。

醫療照護系統分為三個層級，分別是初級、次級與三級照護。初級照護 (primary health care) 提供家庭最基本的醫療服務，並肩負教育地方的責任。例如，以疾病預防與生活保健而言，初級照護系統能提供疫苗的施打，衛教知識的宣導，促進居民的營養與健康的生活環境；以醫療而言，醫師與護理人員提供居民基礎治療，並改善社區疾病，研究指出，初級照護是醫療照護系統中最重要部門，是改善健康不平等的關鍵 (Curtis 2004)。次級照護系統中的醫護人員提供更詳細的檢查、診斷與治療，必要時施行手術。次級照護的角色在於治療，所以預防與宣導性的工作則非次級照護的重點。三級照護則是當病人需要更特殊的檢查、診斷、治療、手術、化療等醫學診療，進行更複雜的手術或治療更棘手的病情 (Gatrell and Elliott 2009)。

在臺灣，初級照護服務主要由社區診所或衛生所提供，次級照護的服務則由地區醫院或區域醫院提供，而三級照護服務主要由醫學中心負責。以臺灣的醫療體系而言，三級系統間的界線是模糊的，無論大病或小病，急性或慢性，人們大多可以自由地使用醫療資源。

由上討論可知，各地各級的醫療照護資源可說是衡量一地醫療資源豐缺的指標，如醫院、診所、醫生、護理人員、救護車、病床的數量等結構性資源，可說是以供給 (poivision) 的角度評估醫療資源的多寡 (Gatrell and Elliott 2004)。

然而，一地的醫療資源的數量多並不代表當地的醫療可近性高。在偏遠的山地或鄉間，交通路網密度與可及性低，就醫路途遙遠需耗費大量的時間成本 (Cauley 1987；林素真、楊志良、黃文鴻 1997)。另一方面，社會中的弱勢群體，

即使住在醫療資源充沛的地區，也可能因貧窮而無力負擔醫療費用(p.239 Jones and Moon 1987)。故言之，仍有許多因素影響民眾就醫的意願，而以醫療資源可近性，或是醫療資源的服務人數，來做為醫療資源充分與否的評估，是另外一種衡量途徑，這是以利用 (utilization) 的角度評估醫療資源的豐缺。

若民眾受傷或患病而未能及時診療，可能致使死亡風險提升，醫療資源的確與死亡有著密不可分的關係，預期當醫療資源愈豐富，死亡率愈低；反之，若醫療資源愈貧瘠，則死亡率愈高。

(二) 相關文獻

醫療資源應如何投注，分配給誰，挹注於何處，一直是過去爭論不休的議題。有些學者認為，政府每年核撥大量的預算於醫療，卻不見得能收得效益，有些研究主張死亡的主因是人為環境 (Canada 1974; Dever 1976)，如社會結構、經濟發展、公共制度、習慣與觀念等，應由這些根本因素著手，一味投注資源於醫療則有如亡羊補牢。

例如，早在 1969 年，Auster, Leveson 與 Sarachek 即曾討論美國政府的健康政策預算與死亡率的關係，在控制了社會經濟因素諸如收入、教育、都市化程度、製造業比例、菸酒消費比例、白領階級比例、女性未就業比例等變項後，發現雖然醫療資源與降低死亡率有關，但是社會環境因素與死亡率的強度更高，顯示環境脈絡因素才是降低死亡率較重要的因素，特別是教育的因素最為重要。

Newhosue 和 Friedlander (1980) 以每十萬人初級照護人員數、實習醫師數、牙醫數與每千人病床數作為醫療資源的代表，探討醫療資源與個人健康的關係，研究發現，在控制了年齡、性別、族群、教育、收入等因素後，醫生人口比與高血壓正相關，而病床數人口比則與胸腔問題有正相關，與靜脈曲張呈現負相關。但是，相較於醫療資源，教育程度才是影響個人健康的最重要的因素。

五、小結

回顧過去文獻，過去許多領域都致力於鑽研地理環境與健康的關係。不過，由於各領域關懷的層面不同，研究的焦點也就各不相同。舉例而言，環境流行病學多關心環境品質與疾病的關係 (e.g. Schwartz 1991 1994)，而社會流行病學的則研究多專注於社會性因素 (e.g. Macintyre, Maciver and Sooman 1993; Macintyre 1997) 對健康造成的影響，這樣的差異不但造成知識整合上的困難，也可能發生遺漏了干擾變數導致研究結果的不一致。所以，使用更全面性的架構，來衡量地理環境各層面的因素與一地健康的關係，是目前本研究能投入的方向。

整體而言，過去的文獻大致將環境脈絡因素劃分為四個層面，分別為物理環境層面、社會環境層面、生活方式層面與醫療資源層面。其中，本研究將物理環境因素指稱為環境品質因素，環境品質與醫療資源構成本研究架構的一部分。然而，生活方式層面如飲食、運動、抽菸、喝酒等生活習慣，較難以總體資料作為衡量依據，也受限於目前國內資料的不可得，故生活方式層面非為本研究討論的重心。

另一方面，社會環境與健康的關係大致可依循兩種研究途徑進行研究，分別為剝奪理論途徑與社會整合理論途徑，這兩種途徑各自聚焦的因素不同，故本研究再將社會環境分成社經水準面向與生活壓力面向。社經水準面向因素反映一地的貧窮程度，而生活壓力面向則用以衡量一地之社會整合程度。

第二節 實證研究

前一小節的文獻討論地理環境各面向因素與死亡的關係，著重在理論的詮釋與概念的澄清，多為知名且經典的文獻。然而，近年來由於污染物測量技術進步、人口與醫療資源調查的普及、跨領域研究的興起，多數研究已不再侷限於檢驗單一地理環境面向因素與死亡率的關係。有鑑於此，本小節是挑選近 20 年來，含括較廣泛的地理環境因素的文獻加以探討。

一、實證分析文獻

Jerrett, Eyles 與 Cole (1998) 採用 Evans 與 Stoddart 的健康因素決定模式 (圖 2) 作為分析架構，探討基因、物理環境、社會環境、生活方式與醫療資源各面向因素與全死因標準化死亡率的關係。研究空間單元為加拿大安大略 (Ontario) 地區 49 個郡 (counties)。此研究將男性與女性的資料各自進行迴歸分析，以討論地理環境因素影響的性別差異，研究指出，教育程度、初級產業比例、醫生比例、原住民人口與當地女性全死因標準化死亡率有線性相關；郡的低收入戶比例、教育程度、環保支出、製造業人口比例、原住民人口與當地男性全死因標準化死亡率有線性相關。無論性別，教育程度與死亡率的關係都是最強的。作者也指出，由這個研究得知醫療資源並非死亡率的重要決定性因素，故政府刪減環保支出費用，卻增加醫療資源的支出是不恰當的政策。

Jerrett 等人於 2005 年將安大略的研究在物理環境面向使用空氣品質監測資料—總懸浮微粒 (TSP)，這是因為作者主張過去的研究較多以時間序列方法探討空氣污染物急性暴露的問題，卻忽略了長期慢性暴露的嚴重性，而且過去研究在討論空氣品質與健康的關係時，並未使用社會經濟變數加以控制。Jerrett 等人使用地理資訊系統 (Geographical Information System) 進行空氣污染物的空間推估，採取 Kriging 法推估空氣污染物分佈，並以各研究空間單元(郡)的人口重心之總懸浮微粒濃度作為當地空氣污染程度的數值。研究指出，總懸浮微粒濃度 TSP 與死亡率有顯著的正相關，而社經人口變項會降低 TSP 對死亡率的影響，無論

是男性還是女性組別，家戶所得、低收入戶家戶比例、所得不平等 (Gini 係數) 等變項是重要的中間 (Mediating) 變項，且女性組除了上述社經變項之外，移居人口比例與結婚人口比例也會減緩 TSP 高暴露與低暴露組的死亡相對風險 (Relative Risk, RR)。這顯示了空氣汙染對人類的威脅會受上述因素制衡，可惜的是文中並無呈現社經變項與死亡率的影響方向，只能透過 TSP 高暴露組與低暴露組的相對風險來得知各變項的相對影響強度。

Shi 等人 (2005) 研究全美 3,074 個郡 (counties) 的環境脈絡因素與死亡率的關係，將研究區域分為都會區與非都會區，藉以比較兩組區域間因素與死亡率的差異，目的在於探討收入不均等與死亡率的關係，以及控制了社會環境因素後，醫療資源是否能減緩收入不均等對死亡的負面影響。研究指出，無論是都會區還是非都會區的郡，收入不均等皆與死亡率有正向關係，但是在非都會區醫療資源才能減緩收入不均等的影響。在控制變項部分，都會區與非都會區的黑人人口比例皆與死亡率有正向關係、家戶收入與教育程度皆與死亡率有負向關係，但是失業率與死亡率的關係在都會區是負向關係，在非都會區是正向關係。此篇文章剖析了各變項與死亡率關係的空間差異，並依據研究結果提出應於非都會區提增醫療資源的建議，是這個研究處理得較為細緻之處。

Barceló, Saez 及 Saurina (2009) 使用西班牙巴塞隆納 11 個都會區共 775 個普查區的標準化死亡比 (Standardized Mortality Ratio, SMR) 作為研究對象，探討空氣汙染物、剝奪指數與死亡的關係。研究發現，剝奪指數只有與副都會區的女性死亡率有顯著指數關係，而且剝奪指數最高的 25% 普查區比剝奪指數最低的普查區在相對風險 RR 低了 18.36%，作者解釋這可能代表剝奪指數與死亡的關係並不存在著線性關係，相反的在剝奪嚴重的區域，剝奪指數與死亡率可能是負向的關係，亦即愈剝奪則死亡率愈低。另外，空氣汙染物的一氧化碳 (CO) 也與副都會區的女性死亡率有顯著指數關係。此篇研究的空氣品質變項與 Jerrett 等人 (2005) 的空間推估方法相似，同樣採用 Kriging 法，以各普查區的幾何中心空氣

污染物濃度作為空氣污染物變項。特別的是，此篇研究在標準化死亡比的計算上考量了死亡率空間相依的問題，採用貝氏階層模型 (Bayesian hierarchical model) 將死亡比加以平滑化 (smoothing)，去除因人口稀少所造成的死亡率時間波動問題，以及鄰近區域的因為空間上鄰近的影響效應，還有一些未觀察到的非空間型態變項。

二、文獻討論

將上述文獻彙整 (表 4)，除了 Jerrett 等人於 1998 與 2005 的研究能同時將物理環境、社會環境、醫療資源等面向的因素納入分析外，多數研究依然是檢驗特定面向環境因素與死亡率的關係，這可能是因為各研究領域關心的議題不盡相同的緣故，將這些實證研究所採用的自變項以及其與死亡率的關係彙整成表 5，並依據本研究採用的四大環境面向分類，大致可得到以下的結果。

首先，在環境品質面向，有研究採用空氣品質監測資料進行分析 (Jerrett et al. 2005; Barceló, Saez and Saurina 2009)，也有研究以環保支出費用作為環境品質的代表變項 (Jerrett et al. 1998)，值得關注的是，總懸浮微粒 TSP 與一氧化碳濃度與死亡率是具有正向相關的。

社經水準面向中，低學歷人口比例、高學歷人口比例、製造業人口比例、初級產業人口比例、低收入戶比例、家戶所得中位數等是過去研究常用的自變項，能夠表達一地的經濟發展程度。研究發現，死亡率與高學歷人口比例具負向相關 (Jerrett et al. 1998; Shi et al. 2005)，但與低學歷人口比例呈正向相關 (Barceló, Saez and Saurina 2009)；死亡率與製造業人口比例成負相關 (Jerrett et al. 1998)，但與初級產業人口比例則呈現正相關 (Jerrett et al. 1998)；死亡率與低收入戶比例呈現正相關 (Jerrett et al. 1998)，與家戶所得中位數呈現負相關 (Shi et al. 2005)。

在生活壓力面向，所得分配不均、結婚、移居、通勤人口比例、失業率及房價是曾被拿來檢驗的自變項，能夠反映一地的生活壓力。過去研究指出，死亡率與所得不平等 Gini 係數呈現正向關係 (Shi et al. 2005)，與失業率則有的為正向

關係 (Shi et al. 2005; Barceló, Saez and Saurina 2009)，有的為負向關係 (Shi et al. 2005)，結婚與移居人口比例與死亡率有關但不知影響方向正負 (Jerrett et al. 2005)，而通勤人口與房價則與死亡率無關。

最後，在醫療資源方面，過去研究指出醫生人口比例與死亡率的關係有正向關係 (Jerrett et al. 1998; Shi et al. 2005)，也有負向關係 (Shi et al. 2005)，其間的關係似乎與樣本位於都會區與否有關，值得深入探討。

總言之，2000 年之後跨領域的研究較為普遍，研究者不再只囿限於自身所屬的領域去討論特定的環境因素與死亡率的關係，而能更多元地將物理環境、社會環境、醫療資源等環境脈絡因素一起在分析模式中檢驗，值得本研究學習。

表 4 死亡率與地理境因素相關文獻彙整表



作者(年代)	研究地 / 空間單元	研究方法	解釋變數	預測變數	研究結果
Jerrett, Eyles and Cole (1998)	加拿大 Ontario / 郡 (counties)	線性迴歸分析	65 歲以下全死因標準化死亡率 SMRs (1979-1988 年)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 基因：原住民人口比例 2. 環境品質：環保支出費用 3. 社經水準：低收入戶比例、教育程度、初級產業比例、製造業人口比例 4. 醫療資源：醫生人口比 5. 生活方式：抽菸人口比例 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 郡的教育程度(-)、初級產業比例(+)、醫生比例(+)、原住民人口(+)與當地女性全死因標準化死亡率有線性相關。 2. 郡的低收入戶比例 (+)、教育程度(-)、環保支出(-)、製造業人口比例(-)、原住民人口(+)與當地男性全死因標準化死亡率有線性相關。
Jerrett, Buzzelli, Burnett and DeLuca (2005)	加拿大 Ontario / 郡 (counties)	線性迴歸分析、相對風險 (Relative Risk, RR)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 全年齡全死因標準化死亡比 SMR 2. 男性 74 歲以下、女性 77 歲以下全死因死亡比 SMR (全死因但排除傷害致死 ICD9:001-799) (1985-1994 年) 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 環境品質：總懸浮微粒濃度 (TSP) 為焦點變數 2. 社經水準：未受教育、高中以下比例、高中以上學歷、製造業人口比例、機械與組裝產業人口、收入中位數、家戶收入中位數、低收入戶比例 3. 生活壓力：房價、Gini 係數、失業率、結婚人口、移居人口、通勤人口 4. 生活方式：抽菸人口比例 	<p>總懸浮微粒濃度 TSP 與死亡率有顯著的正相關，而社經人口變項會降低 TSP 對死亡率的影響，無論是男性還是女性組別，家戶所得、低收入戶家戶比例、所得不平等(Gini 係數) 等變項是重要的干擾變項，而女性組還要加上移居人口與結婚人口。</p>

Shi, Macinko, Starfield, Politzer, Wulu and Xu (2005)	美國 / 所有的郡 (counties)	線性迴歸分析	全死因直接標準化死亡率 SMRs	<ol style="list-style-type: none"> 1. 醫療資源：醫生人口比例 2. 社經水準：高中以上學歷人口、家戶收入中位數 3. 生活壓力：Gini 係數、失業率、黑人人口比例、 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 都會區： Gini 係數 (+)、醫生人口比例 (+)、黑人人口比例 (+)、失業率 (-)、家戶收入中位數 (-)、教育程度 (-) 與全死因死亡率有顯著關係。 2. 非都會區： Gini 係數 (+)、醫生人口比例 (-)、黑人人口比例 (+)、失業率 (+)、家戶收入中位數 (-)、教育程度 (-) 與全死因死亡率有顯著關係。
Barceló, Saez and Saurina (2009)	西班牙巴塞隆納的 11 個都會區 / 普查區 (census tracts)	Poisson 迴歸	Bayesian 化的全死因標準化死亡比 SMR	<ol style="list-style-type: none"> 1. 環境品質：TSP、NO₂、CO、SO₂ 2. 社經水準 & 生活壓力：失業率、低教育、藍領人口比例、臨時工比例 → 進行主成份分析得出一剝奪指數 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 剝奪指數只有與副都會區的女性死亡率有顯著指數關係，而且剝奪指數最高的 25% 普查區比剝奪指數最低的普查區在相對風險 RR 低了 18.36%。 2. 空氣污染物的一氧化碳 CO 與副都會區的女性死亡率有顯著指數關係。

表 5 死亡率與地理境因素之實證研究結果歸納表

自變項	依變項(影響方向)	文獻
環境品質		
環保支出費用	65 歲以下男性 SMRs (-)	Jerrett et al. 1998
總懸浮微粒 TSP	SMR (排除傷害致死) (+)	Jerrett et al. 2005
	全死因 SMR(x)	Barceló et al. 2009
CO 濃度	女性全死因 SMR (+)	Barceló et al. 2009
NO ₂ 濃度	全死因 SMR(x)	Barceló et al. 2009
SO ₂ 濃度	全死因 SMR(x)	Barceló et al. 2009
社經水準		
未受教育人口比例	SMR(排除傷害致死) (x)	Jerrett et al. 2005
高中以上人口比例	65 歲以下 SMRs (-)	Jerrett et al. 1998
	全死因 SMRs (-)	Shi et al. 2005
	SMR(排除傷害致死) (x)	Jerrett et al. 2005
高中以下人口比例	SMR(排除傷害致死) (x)	Jerrett et al. 2005
	全死因 SMR (+)	Barceló et al. 2009
製造業人口比例	65 歲以下男性 SMRs (-)	Jerrett et al. 1998
	SMR(排除傷害致死) (x)	Jerrett et al. 2005
初級產業比例	65 歲以下女性 SMRs (+)	Jerrett et al. 1998
低收入戶比例	65 歲以下男性 SMRs (+)	Jerrett et al. 1998
	SMR(排除傷害致死) (△)	Jerrett et al. 2005
家戶所得中位數	SMR(排除傷害致死) (△)	Jerrett et al. 2005
	全死因 SMRs (-)	Shi et al. 2005
生活壓力		
所得不平等 Gini 係數	SMR(排除傷害致死) (△)	Jerrett et al. 2005
	全死因 SMRs (+)	Shi et al. 2005
結婚人口比例	女性 SMR(排除傷害致死) (△)	Jerrett et al. 2005
移居人口比例	女性 SMR(排除傷害致死) (△)	Jerrett et al. 2005
失業率	都會區全死因 SMRs (-)	Shi et al. 2005
	非都會區全死因 SMRs (+)	Shi et al. 2005
	女性全死因 SMR (+)	Barceló et al. 2009
通勤人口比例	SMR(排除傷害致死) (x)	Jerrett et al. 2005
房價	SMR(排除傷害致死) (x)	Jerrett et al. 2005
醫療資源		

醫生人口比例	65 歲以下女性 SMRs (+)	Jerrett et al. 1998
	都會區全死因 SMRs (+)	Shi et al. 2005
	非都會區全死因 SMRs (-)	Shi et al. 2005

註) +：正相關； -：負相關； x：無相關 △：有相關但不知正負



第三章 研究設計

本章說明本研究的研究設計，第一節先規範本研究的範疇，包含研究對象、研究時間、研究地區，接著在第二節提出研究流程，第三節則是說明變項定義與資料來源，第四節介紹本研究變項合併的方法，第五節則定義本研究鄰鄉變項的空間權重，第六節提出研究假設，並於第六節介紹分析方法。

第一節 研究範疇

本節分為研究對象、研究時間與研究地區，透過對這三者的定義與規範，俾利於後續研究的進行，以下依序說明。

一、研究對象

本研究探索環境脈絡與死亡率的關係，故使用鄉鎮市區的死亡率 (mortality) 作為分析的對象。而環境脈絡因素方面，依據文獻回顧將環境脈絡劃分為環境品質、社經水準、生活壓力、醫療資源四個面向，並於各面向提出與死亡率相關的代表性因素，加以檢驗這些因子與死亡率的關係。

依據衛生福利部公布之死因統計年報，我們得以一窺研究年間全臺主要死亡原因。由表 6 可知，2001 年至 2012 年的主要死亡原因為惡性腫瘤、心臟性疾病、腦血管疾病、糖尿病、肺炎、事故傷害、慢性下呼吸道疾病、慢性肝病及肝硬化、高血壓性疾病、自殺及腎炎、腎病症候群及腎病變等原因。我們不難發現，這些死因多數為慢性疾病，可見慢性病的預防、治療與保健，是降低死亡率的重要方式。

表 6 2001 年至 2012 年全臺主要死因標準化死亡率

順位	2001 年	標準化死亡率	2006 年	標準化死亡率	2012 年	標準化死亡率
1	惡性腫瘤	143.1	惡性腫瘤	139.3	惡性腫瘤	131.3
2	腦血管疾病	57.8	腦血管疾病	44.7	心臟性疾病	47.9
3	心臟性疾病	48.8	心臟性疾病	43.8	腦血管疾病	30.8
4	事故傷害	41.5	糖尿病	34.9	糖尿病	26.5
5	糖尿病	39.8	事故傷害	31.9	肺炎	24.4
6	慢性肝病及肝硬化	22.3	肺炎	18.9	事故傷害	23.8
7	腎炎、腎徵候群及腎性病變	17.9	慢性肝病及肝硬化	18.6	慢性下呼吸道疾病	16.4
8	肺炎	16.8	腎炎、腎徵候群及腎性病變	16.8	慢性肝病及肝硬化	15.6
9	自殺	11.7	自殺	16.8	高血壓性疾病	13.3
10	高血壓性疾病	7.9	高血壓性疾病	6.4	腎炎、腎病徵候群及腎病變	12.1
所有死因		558.7			495.4	450.6

資料來源：衛生福利部民國 101 年死因結果摘要表

二、研究時間

為了探究環境脈絡是否與死亡率的變遷有關，本研究選定臺灣本島各鄉鎮市區 2001 年至 2012 年共 12 年的全死因標準化死亡率資料作為分析的對象，研究期間並未追溯至 2001 年以前，這是因為衛生福利部發布的死因統計表並無 2001 年以前的資料。

為了合理地解釋死亡率的空間差異與時間變遷型態，本研究的自變項，也就是環境脈絡因素的變項，採用研究起點 2001 年或 2000 年的資料，以這兩年的自變項來解釋 2001 至 2012 的依變項—死亡率，避免以研究後期的自變項來解釋研究早期的依變項，在邏輯上較為合理。

三、研究地區

本研究關心環境脈絡因素與死亡率的關係，以臺灣本島的鄉鎮市區作為分析的空間範圍，而研究時間起點為 2001 年，故以當年度的行政區劃作為本研究空間單元的依據。

由於臺灣的行政區劃於研究期間進行兩次改制。第一次是 2004 年，臺南市的中區與西區合併為臺南市中西區，然而本研究的死亡率資料於 2004 年之後全為中西區的資料，為求一致，將 2004 年以前臺南市的中區與西區的資料合併取平均值，作為中西區變項的資料。第二次是 2010 年的直轄市改制，臺北縣改制為新北市、臺中縣與原臺中市合併改制為臺中市、臺南縣與原臺南市合併改制為臺南市。為求稱呼一致，本研究統一使用研究初始年 2001 年的行政區名稱，但臺南市的中區與西區使用中西區合稱之。

另一方面，由於本研究關注環境脈絡因素的鄰近影響，而外島地區的澎湖縣、金門縣、連江縣、臺東縣的蘭嶼鄉、綠島鄉以及屏東縣的琉球鄉與臺灣本島不具位置上的接壤關係，且外島的各鄉鎮市區間也不見得自有接壤，難以探討鄰近效應，故將外島地區扣除，所以本研究的空間範圍為臺灣本島共 349 個鄉鎮，詳細空間範圍可見表 7 與圖 3 本研究涵蓋之空間範圍。

表 7 本研究空間範圍

縣市	鄉鎮市區
臺北市 (N=12)	松山區、大安區、大同區、中山區、內湖區、南港區、士林區、北投區、信義區、中正區、萬華區、文山區。
臺北縣 (N=29)	板橋市、三重市、中和市、永和市、新莊市、新店市、樹林市、鶯歌鎮、三峽鎮、淡水鎮、汐止市、瑞芳鎮、土城市、蘆洲市、五股鄉、泰山鄉、林口鄉、深坑鄉、石碇鄉、坪林鄉、三芝鄉、石門鄉、八里鄉、平溪鄉、雙溪鄉、貢寮鄉、金山鄉、萬里鄉、烏來鄉。
基隆市 (N=7)	中正區、七堵區、暖暖區、仁愛區、中山區、安樂區、信義區。
宜蘭市 (N=12)	宜蘭市、羅東鎮、蘇澳鎮、頭城鎮、礁溪鄉、壯圍鄉、員山鄉、冬山鄉、五結鄉、三星鄉、大同鄉、南澳鄉。
桃園縣 (N=13)	桃園市、中壢市、大溪鎮、楊梅鎮、蘆竹鄉、大園鄉、龜山鄉、八德市、龍潭鄉、平鎮市、新屋鄉、觀音鄉、復興鄉。
新竹縣 (N=13)	竹北市、竹東鎮、新埔鎮、關西鎮、湖口鄉、新豐鄉、芎林鄉、橫山鄉、北埔鄉、寶山鄉、峨眉鄉、尖石鄉、五峰鄉。
新竹市 (N=3)	東區、北區、香山區。
苗栗縣 (N=18)	苗栗市、苑裡鎮、通霄鎮、竹南鎮、頭份鎮、後龍鎮、卓蘭鎮、大湖鄉、公館鄉、銅鑼鄉、南庄鄉、頭屋鄉、三義鄉、西湖鄉、造橋鄉、三灣鄉、獅潭鄉、泰安鄉。
臺中市 (N=8)	中區、東區、南區、西區、北區、西屯區、南屯區、北屯區。
臺中縣 (N=21)	豐原市、東勢鎮、大甲鎮、清水鎮、沙鹿鎮、梧棲鎮、后里鄉、神岡鄉、潭子鄉、大雅鄉、新社鄉、石岡鄉、外埔鄉、大安鄉、烏日鄉、大肚鄉、龍井鄉、霧峰鄉、太平鄉、大里鄉、和平鄉。
彰化縣 (N=26)	彰化市、鹿港鎮、和美鎮、線西鄉、伸港鄉、福興鄉、秀水鄉、花壇鄉、芬園鄉、員林鎮、溪湖鎮、田中鎮、大村鄉、埔鹽鄉、埔心鄉、永靖鄉、社頭鄉、二水鄉、北斗鎮、二林鎮、田尾鄉、埤頭鄉、芳苑鄉、大城鄉、竹塘鄉、溪州鄉。
南投縣 (N=13)	南投市、埔里鎮、草屯鎮、竹山鎮、集集鎮、名間鄉、鹿谷鄉、中寮鄉、魚池鄉、國姓鄉、水里鄉、信義鄉、仁愛鄉。
雲林縣 (N=20)	斗六市、斗南鎮、虎尾鎮、西螺鎮、土庫鎮、北港鎮、古坑鄉、大埤鄉、莿桐鄉、林內鄉、二崙鄉、崙背鄉、麥寮鄉、東勢鄉、褒忠鄉、台西鄉、元長鄉、四湖鄉、口湖鄉、水林鄉

嘉義縣 (N=18)	太保市、朴子市、布袋鎮、大林鎮、民雄鄉、溪口鄉、新港鄉、六腳鄉、東石鄉、義竹鄉、鹿草鄉、水上鄉、中埔鄉、竹崎鄉、梅山鄉、番路鄉、大埔鄉、阿里山鄉。
臺南縣 (N=31)	新營市、鹽水鎮、白河鎮、柳營鄉、後壁鄉、東山鄉、麻豆鎮、下營鄉、六甲鄉、官田鄉、大內鄉、佳里鎮、學甲鎮、西港鄉、七股鄉、將軍鄉、北門鄉、新化鎮、善化鎮、新市鄉、安定鄉、山上鄉、玉井鄉、楠西鄉、南化鄉、左鎮鄉、仁德鄉、歸仁鄉、關廟鄉、龍崎鄉、永康市。
臺南市 (N=7)	東區、南區、西區、北區、中區、安南區、安平區。
高雄市 (N=11)	鹽埕區、鼓山區、左營區、楠梓區、三民區、新興區、前金區、苓雅區、前鎮區、旗津區、小港區。
高雄縣 (N=27)	鳳山市、林園鄉、大寮鄉、大樹鄉、大社鄉、仁武鄉、鳥松鄉、岡山鄉、橋頭鄉、燕巢鄉、田寮鄉、阿蓮鄉、路竹鄉、湖內鄉、茄萣鄉、永安鄉、彌陀鄉、梓官鄉、旗山鄉、美濃鄉、六龜鄉、甲仙鄉、杉林鄉、內門鄉、茂林鄉、桃源鄉、三民鄉。
屏東縣 (N=32)	屏東市、潮州鎮、東港鎮、恆春鎮、萬丹鄉、長治鄉、麟洛鄉、九如鄉、里港鄉、鹽埔鄉、高樹鄉、萬巒鄉、內埔鄉、竹田鄉、新埤鄉、枋寮鄉、新園鄉、崁頂鄉、林邊鄉、南州鄉、佳冬鄉、車城鄉、滿州鄉、枋山鄉、三地門鄉、霧臺鄉、瑪家鄉、泰武鄉、來義鄉、春日鄉、獅子鄉、牡丹鄉。
花蓮縣 (N=13)	玉里鎮、光復鄉、吉安鄉、秀林鄉、卓溪鄉、花蓮市、富里鄉、新城鄉、瑞穗鄉、萬榮鄉、壽豐鄉、鳳林鎮、豐濱鄉。
臺東縣 (N=14)	大武鄉、太麻里鄉、成功鎮、池上鄉、卑南鄉、延平鄉、東河鄉、金峰鄉、長濱鄉、海端鄉、鹿野鄉、達仁鄉、臺東市、關山鎮

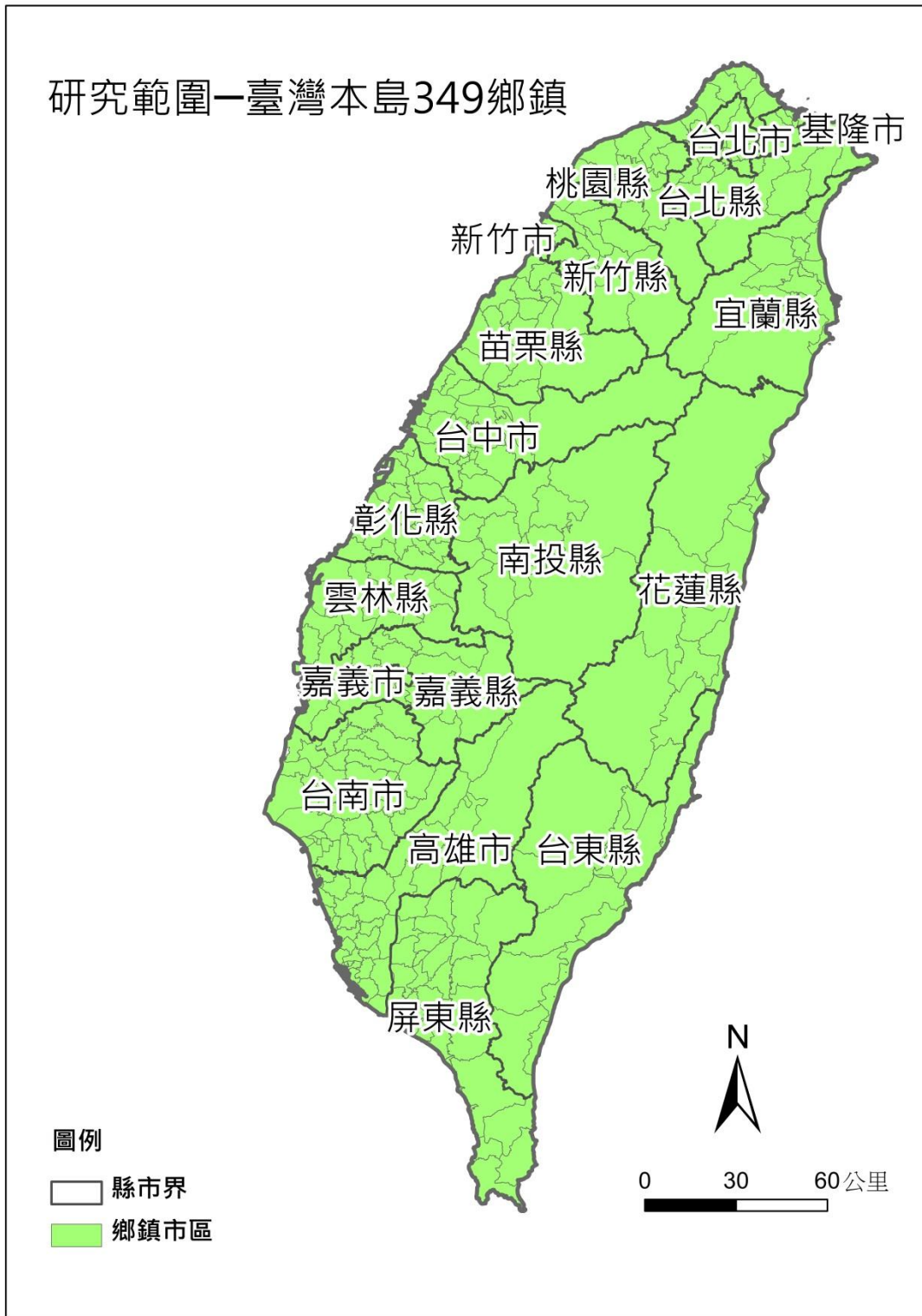


圖 3 本研究涵蓋之空間範圍

第二節 研究流程

本研究先發展動機與目的，並規範研究範疇與方法，並透過文獻探討後探知過去研究關注的環境脈絡因素。接著研擬研究假說，並進一步檢驗假說，最後提出結論與建議。整體流程如圖 4 所示。

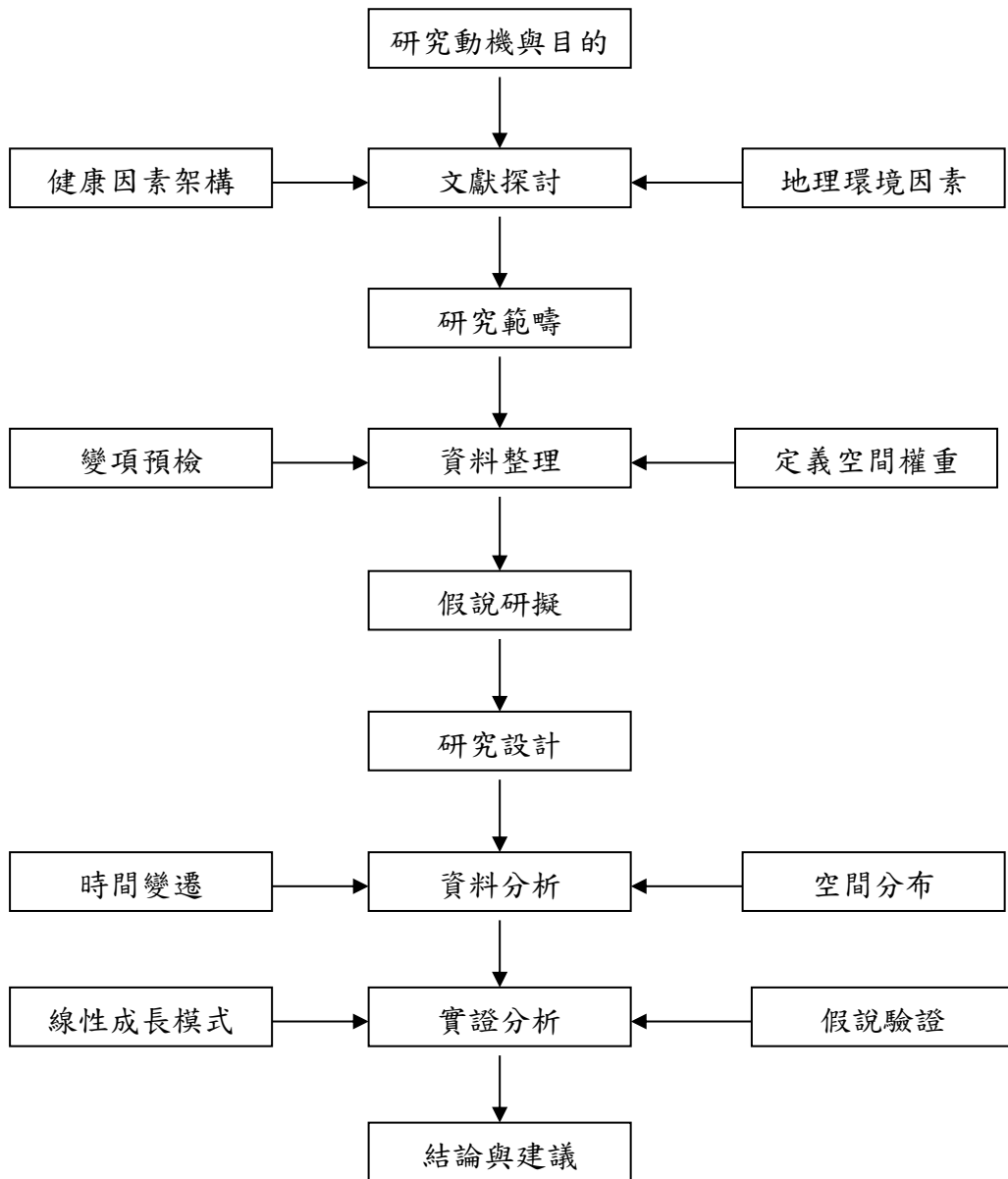


圖 4 研究流程圖

第三節 變項定義與資料來源



一、變項定義與測量

(一) 依變項：死亡率

本研究關心臺灣各鄉鎮市區的死亡率，探討其在時間、空間變動的差異現象。死亡率的計算方式可分為粗死亡率 (crude death rate)、直接標準化死亡率 (Standardized Mortality Rates, SMRs)、間接標準化死亡比 (Standardized Mortality Ratio, SMR)，由於粗死亡率未考慮一地年齡與性別的組成，故過去研究若欲處理死亡率的跨時空分析，則多數使用標準化死亡率或標準化死亡比 (Joans and Moon 1987; Lai, So, and Chan 2009)。本研究使用的是直接標準化死亡率 SMRs，並以全死因標準化死亡率作為分析的對象，應能符合本研究在死亡率在跨時間、跨空間比較的需求。

(二) 自變項：地理環境因素

本研究的自變項原為環境品質面向 2 個—PM₁₀ 濃度、自來水普及率；社經水準面向 3 個—收入中位數、低教育人口比例、農業人口比例；生活壓力面向 3 個—離婚、遷移、無業人口比例；以及醫療資源面向 2 個—每萬人醫事人員數、每萬人病床數。經由自變項間的相關分析，以及多元線性重合診斷之後 (詳見下一節)，發現自變項間有嚴重的多元線性重合，恐造成迴歸母數變異數膨脹的問題，影響迴歸分析結果 (謝雨生、鄭宜仲 1993)，故將社經水準、生活壓力與醫療資源三個面向的變項分別依據其理論基礎進行主成分分析，以萃取出代表性的複合式指標，在本小節先行說明作者挑選各變項的理論依據與邏輯推理。

1. 環境品質面向

回顧過去文獻，發現空氣品質與健康的關係是許多研究關注的問題，特別是懸浮微粒濃度與死亡率的關係。以短期暴露而言，Schwartz (1994) 與 Samet (2000) 確認懸浮微粒 PM₁₀ 的濃度與每日死亡率有正向關係；哈佛六城研究則是檢驗出

懸浮微粒 PM_{2.5} 與非事故死亡風險有正相關 (Dockery et al. 1993)，此外，總懸浮微粒 TSP 與日死亡率也有正向關係 (Schwartz 1994)。以長期暴露而言，總懸浮微粒 TSP 也與長期死亡率相關 (Jerrett et al. 2005; Barceló, Saez and Saurina 2009)。在臺灣，有有不少研究探討懸浮微粒與死亡率的關係 (Yang 1999; 詹長權 2008)，懸浮微粒很可能就是致命的健康殺手。

由於過去眾多研究指出懸浮微粒是健康的重要影響因素，故本研究的環境品質面向選擇懸浮微粒濃度作為全死因死亡率的解釋變項，具體而言，是以粒徑小於 10 微米之懸浮微粒 PM₁₀ 濃度作為環境品質的代表。為何不選擇總懸浮微粒 TSP 或 PM_{2.5} 作為解釋變項？這是因為本研究使用行政院環保署空氣品質監測網所公開的空氣品質歷年資料，該資料為全臺 72 個空氣品質測站監測所得，而總懸浮微粒 TSP 則多以人工檢測的方式取得 24 小時懸浮微粒濃度總值，並非全臺 72 個空氣品質測站所進行的監測方式，故資料不可得。另一方面，環保署由 2007 年才開始監測 PM_{2.5} 濃度，而本研究期間的起點在於 2001 年，故以 2007 年的 PM_{2.5} 濃度來解釋 2001 年的死亡率並不合理。

原則上，當我們要討論 PM₁₀ 濃度與死亡率變遷的關係時，必須考慮到每年 PM₁₀ 濃度之空間型態是否具有時間波動。若是，則以 PM₁₀ 濃度去解釋死亡率變遷時，必須使用歷年 PM₁₀ 濃度去解釋各年的死亡率；若否，也就是每年 PM₁₀ 濃度變化不大時，則可將之假定為一穩定而不隨時間變化的因素。為了確認這個問題，本研究將 2001 年至 2010 年十年間的 PM₁₀ 濃度進行相關分析。由表 8 可知，各年間的 PM₁₀ 濃度的相關係數達 0.7 以上，具有高度的正相關，因此我們可以假定每年 PM₁₀ 濃度之空間型態大致為穩定不變，亦即可將其視為不隨時間變動的變數 (time-invariant variable)。

表 8 2001 年至 2010 年間 PM₁₀ 濃度相關係數

年代	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10
01	1.00									
02	0.92**	1.00								
03	0.92**	0.92**	1.00							
04	0.85**	0.76**	0.82**	1.00						
05	0.84**	0.77**	0.85**	0.96**	1.00					
06	0.85**	0.79**	0.86**	0.92**	0.97**	1.00				
07	0.80**	0.74**	0.80**	0.90**	0.94**	0.97**	1.00			
08	0.82**	0.76**	0.82**	0.92**	0.95**	0.98**	0.98**	1		
09	0.82**	0.74**	0.81**	0.91**	0.94**	0.96**	0.96**	0.98**	1.00	
10	0.79**	0.74**	0.80**	0.90**	0.94**	0.95**	0.95**	0.96**	0.96**	1.00

*. 在顯著水準為0.05 時 (雙尾)，相關顯著。

** . 在顯著水準為0.01時 (雙尾)，相關顯著。

註) 為求簡潔，表格中的年代 2001 年以 01 表示，2002 年以 02 表示，以此類推。

接著必須將全臺 72 個測站的 PM₁₀ 濃度資料轉換為鄉鎮資料，需要進行空間推估 (spatial interpolation)，這是因為空氣具有連續而流動的特質，但我們只有少數幾個測站的資料，故每個鄉鎮所屬的 PM₁₀ 濃度是未知的，需要透過空間推估的步驟來獲得各鄉鎮的 PM₁₀ 濃度資料。空間推估方法是將 PM₁₀ 濃度由點型測站資料轉換為連續性的網格資料 (raster data)，其基本假定為 PM₁₀ 濃度為空間相依，且地理位置愈接近的網格，數值愈相似 (Lai, So and Chan 2009)。

克利金法 (Kriging Method) 是推估空氣品質資料常見的方法 (Jerrett et al. 2005; Barceló, Saez and Saurina 2009)。該方法透過計算控制點的半變異數 (semivariance) 與控制點間距離的關係來獲得各控制點空間相依關係，由各控制點的空間相依關係賦予未知網格的權重 λ ，以權重 λ 與各控制點的乘積去計算未知網格的數值 (Cromley and McLafferty 2002)。

具體而言，本研究使用地理資訊系統工具 ArcMap 10.0，以各測站 2000 年至 2002 年 PM₁₀ 的三年平均濃度作為空間推估的基礎。在推估方法上，選用 Universal Kriging 法，在半變異數模型選擇線性幅度模型 (linear with linear drift)。獲得臺

灣本島 PM₁₀ 的網格資料後，為了讓各鄉鎮市區皆有一代表性的 PM₁₀ 濃度數值，本研究採用 2000 年的村里人口資料，以 GIS 工具求得當年各鄉鎮的人口重心，並取人口重心所在的 PM₁₀ 濃度網格數值作為該鄉鎮之 PM₁₀ 濃度數值，如此便求得臺灣本島 349 個鄉鎮市區於研究起點的 PM₁₀ 濃度變數。

2. 社經水準面向

社經水準代表一地貧窮的程度。若一地較貧窮，象徵著該地的生活機會貧乏、公共設施不足、高犯罪率 (Sloggett and Joshi 1998; Carstairs 2000)，居民缺乏運動與休閒的時間，且運動強度較低 (Turrell et al. 2010)，攝取蔬菜與水果的頻率較低 (Shohaimi et al. 2004)，皆不利於生命的維持。衡量貧窮可由多種視角切入，本研究以收入、教育程度及農業人口比例作為判斷一地社經水準的依據，以下逐一探討之。

(1) 收入：

收入的多寡直接影響了個人或家戶的生活品質，以及醫療資源的可得性，當一地的平均收入較低，則該地的居民較為貧窮。過去多以剝奪指數作為資源貧瘠的變項，而收入則常被納為剝奪指數的考慮因子 (Singh 2004; Rey et al. 2009; Windenberger 2011)，也有研究將收入作為一個獨立變項，探討收入與死亡率的關係 (Jerrett et al. 2005; Shi et al. 2005)。另一方面，也有研究以低收入戶比例做為死亡率探討的要素 (Jerrett et al. 1998)。以臺灣研究而言，個人收入是解釋鄉鎮嬰幼兒死亡率 (孫樹根、劉俊賢 2006) 及縣市粗死亡率 (洪乙禎、林錦鴻 2010) 的因素。所以，收入應為衡量一地死亡率的重要因素。

本研究選擇 2001 年鄉鎮收入中位數作為社經水準的變項之一，該變項為綜合所得稅資料，以各鄉鎮市區內所有納稅單位繳交綜合所得總額之中位數作為鄉鎮收入的代表方式，這是因為目前無法獲得全臺 349 個鄉鎮的個人或家戶所得資料，故以鄉鎮市區綜所稅的中位數資料作為代理變項，依據剝奪理論，鄉鎮收入中位數愈高的鄉鎮，其死亡率可能愈低。



(2) 教育程度：

教育程度直接影響了人們接收衛教知識的程度，也與收入有著高度相關，對於疾病的預防扮演重要的角色。過去剝奪指數的編製也常把低教育人口比例作為貧窮的測量因素 (Benach and Yasui 1991; Salmond and Crampton 2000; Singh 2003)，或者將高中以下人口比例作為一個獨立變項以探討教育程度與死亡率的關係 (Jerrett 1998; Jerrett et al. 2005)，也有研究採用高中以上學歷人口作為教育程度的代理 (Shi 2005; Rey et al. 2009; Windenberger et al. 2011)，在臺灣，教育程度也是研究死亡率的重要變項 (胡幼慧等 1990；孫樹根、劉俊賢 2006)，依據上述討論，本研究將教育程度納為解釋變項。

本研究以各鄉鎮低教育程度的人口比例作為解釋變項，也就是 15 歲以上高中以下學歷(含未就學)人口佔整體人口的百分比。若一地低學歷之人口比例較高，代表衛生、保健、醫藥知識的教育推廣較為困難，則死亡率可能愈高。

(3) 農業人口比例：

依據行政院農業委員會 (2002) 的農家所得分析，2001 年農家所得收入為 850,428 元，非農家為 1,090,301 元，相對於非農家而言，農家是收入較低的人口，故以農業人口比例作為死亡率的解釋因素。回顧過去文獻，農業人口比例也曾被當作控制變項來探討其與死亡率的關係 (Jerrett et al. 1998)；胡幼慧等人 (1990) 與孫樹根、劉俊賢 (2006) 也曾以鄉鎮農業人口比作為探討個別死因與嬰幼兒死亡率的解釋因素。所以採用農業人口應該是衡量一地資源貧乏的適當變項。

本研究以各農業人口比例作為解釋變項，若一地農業人口比例較高，則該地相對較為貧窮，則死亡率應較高，其定義為各鄉鎮 15 歲以上從事農業人口佔整體有業人口的百分比。

3. 生活壓力面向

一個整合程度不佳的社會，其中的成員壓力愈大，死亡可能性愈高 (Seeman 1996; Berkman et al. 2000)，這是社會整合理論 (social intergration theory) 的經典

論述。人們透過社會關係整合進社會之中，若一地社會關係薄弱，則人們的社會支持系統鬆散，特別是在現代化社會中，社會與文化的變遷快速，面對角色的變動與複雜的人際關係，生活於其中的個體不免感到適應不良、文化矛盾、困惑與挫折感 (Dennis 1977)。在 Eyer 與 Sterling (1977) 的研究中指出離婚、喪偶、遷移與失業是人們生活中重要的壓力事件，雖然本研究能獲得上述四種事件發生的人口比例，但若強迫上述四種因素進行主成份分析，將造成第一主成份解釋變異量百分比偏低，故本研究剔除喪偶變項，採用離婚、遷移、失業此三項的人口比例作為解釋因素

(1) 離婚人口比例

婚姻狀態一直是社會整合、社會網絡、社會支持等研究途徑相關研究時常用以檢驗社會關係與健康、死亡率的代表性變項 (Neser 1971; Berkman and Syme 1979)，若人們經歷離婚這般重大的壓力事件 (Holmes Rahe 1967; Cochrane and Robertson 1973; Rabkin and Struening 1976; 張苙雲 1989)，形成龐大心理負擔，產生多種負面情緒，這種慢性壓力極可能影響人們的內分泌系統與免疫系統的運作 (Cassel 1976)，使人走向疾病。而患病後缺乏社會性支持，孤獨無援，無人提供協助與照顧，那麼恢復健康的機會就更加渺茫 (Gove 1973; Berkman et al. 2000)。過去研究也指出，儘管未有疾病，鰥寡而未有社會支持 (social support) 的人，相對地死亡率或死亡風險較高 (Neser 1971; Gove 1973; Berkman and Syme 1979; Schoenbach et al. 1986; Orth-Gomér and Johnson 1987; Kaplan et al. 1988; Seeman et al. 1993)。所以，婚姻的狀態可能影響健康，一地的離婚人口比例應與該地之死亡率有關。

本研究以離婚人口比例做為生活壓力的變項，因為離婚為一壓力事件，且象徵著社會支持系統的斷裂，故一地的離婚人口比例愈高，死亡率也可能愈高。其測量方式為鄉鎮內 15 歲以上離婚人口佔全體 15 歲以上人口的百分比。

(2) 遷移人口比例

遷移是人們脫離原本的居住地，搬遷至相對陌生的環境裡。不但是外顯的居住環境改變，人們也必須適應新遷地的制度規範、風土文化，且人際關係也會改變，原有的社會系統支持能力減弱，這都是遷移所帶來的社會性壓力 (social stress) (Marmot et al. 1975; Dennis 1977; Eyer and Sterling 1977)。換言之，一個地區若是遷移人口比例高，象徵當地居住結構不穩定，反映了社會結構的快速變動，不利於社會的整合。

綜言之，一地的遷移人口比例愈高，反映一地的社會性壓力較高，且社會整合的程度較低，不利於健康的維持，故死亡率可能較高。因此本研究以遷移人口比例做為生活壓力的變項。其測量方式為各鄉鎮的遷移人口比例全體人口的百分比，而遷移人口的定義為不同縣市或同縣市不同鄉鎮之遷入加上遷出人口。

(3) 無業人口比例

工作是成年人生活的主要重心，提供了人們的經濟來源，是人們賴以生存的基本條件。無業，意味著找不到工作、被革職，或是工作轉換期，可能導致暫時性的經濟問題，倘若經濟問題長期懸而未決，影響人們的食、衣、住、行、育、樂，或者衍伸慢性的心理壓力，都不利於健康的維持 (Brenner 1979)。在臺灣，被革職、事業上的轉變、經濟狀況的轉換皆為重要的生活壓力事件 (張苙雲 1989)，而國外壓力事件的研究也有相似的結果 (Holmes Rahe 1967; Rabkin and Struening 1976; Eyer and Sterling 1977)。另一方面，一地的無業人口比例高，象徵著當地人們被整合入勞動市場的程度低，不穩定的就業結構亦不利於一地的經濟發展。過去研究也指出，失業率與死亡率具有正相關 (Shi et al. 2005; Barceló, Saez and Saurina 2009)，故本研究認為一地無業人口比例較高，當地的生活壓力較大，死亡率較高。

本研究以無業人口比例做為生活壓力的變項，一地的無業人口比例愈高，死亡率也可能愈高，其測量方式為鄉鎮內 15 歲以上未工作未就學人口佔全體 15 歲以上人口的百分比。

4. 醫療資源面向

醫療資源的豐缺直接影響著一地人們的健康，關係到衛生教育、疾病預防、疾病診療與調養等健康相關的需求，特別是社區性的初級照護系統，肩負地方性醫療服務的責任 (Curtis 2004)，故醫療資源的多寡影響著居民的健康 (Auster, Leveson and Sarachek 1969; Newhosue and Friedlander 1980)，預期當一地的醫療資源愈貧瘠，則死亡率愈高。

本研究使用兩種資料作為初級醫療資源的指標，分別為鄉鎮市區的每萬人醫事人員數與每萬人病床數。每萬人醫事人員數是指鄉鎮市區中診所與醫院的醫師、中醫師、牙醫師、藥師、藥劑生、醫事檢驗師、醫事檢驗生、醫事放射師、醫事放射士、護理師、護士、助產士、鑲牙生、營養師、物理治療師、物理治療生、職能治療師、職能治療生的人員總數與該鄉鎮市區的每萬人人口比；而每萬人病床數是指鄉鎮市區中醫院的一般病床 (含急性與慢性病床)、特殊病床 (加護病床、燒傷病床、嬰兒病床、觀察病床、安寧療護病床、呼吸照護病床、手術恢復床、嬰兒床、洗腎治療床等) 及診所的病床總數 (含觀察病床、嬰兒床、洗腎治療床等) 與該鄉鎮市區的每萬人人口比。

二、資料來源

(一) 依變項：

本研究的依變數為 2001 年至 2012 年標準化死亡率，來自於衛生福利部發布之歷年死因統計表，該表的標準化死亡率乃是以 2000 年世界衛生組織公布之世界人口作為標準人口，以臺灣各年齡群組死亡率乘上標準人口各年齡群組的人口數後，將各年齡層死亡人口數累加再除以標準人口總數，稱為直接標準化死亡率。衛生福利部所發布的歷年死因統計表已經將全死因標準化死亡率計算完成，而本研究則將 12 年來 349 個鄉鎮共 4,188 筆資料由死因統計表中整理出來，成為本研究的依變項。

(二) 自變項：



1. 環境品質面向：

本研究以 2000 年至 2002 年各鄉鎮懸浮微粒 PM_{10} 濃度三年平均值作為環境品質的第一個代表變項，其資料來源為行政院環保署空氣品質監測網之歷年監測資料；並以 2001 年的自來水普及率作為環境品質的第二個代表變項，資料來源為經濟部水利署。

2. 社經水準面向：

(1) 鄉鎮收入中位數：

選擇 2001 年鄉鎮收入中位數作為社經水準的變項之一。該變項為 2001 年財稅中心發布之綜合所得稅資料，以各鄉鎮市區內所有納稅單位繳交綜合所得之中位數作為鄉鎮收入中位數的代表。

(2) 低教育人口比例：

採用 2000 年戶口與住宅普查中，各鄉鎮 15 歲以上高中以下學歷(含未受教育)人口佔該鄉鎮 15 歲以上總人口的百分比來計算。

(3) 農業人口比例：

以 2000 年戶口與住宅普查中，各鄉鎮 15 歲以上從事農業的人口佔該鄉鎮 15 歲以上有業人口的百分比來作為農業人口比例變項。

3. 生活壓力面向：

(1) 離婚人口比例：

以 2000 年戶口與住宅普查中，各鄉鎮 15 歲以上婚姻狀況為離婚的人口佔該鄉鎮 15 歲以上人口的百分比來作為離婚人口變項。

(2) 遷移人口比例：

以 2001 年人口統計年報中，各鄉鎮之不同縣市、同縣市不同鄉鎮的遷入與遷出人口比例佔該鄉鎮全體人口的百分比來作為遷移人口變項。

(3) 無業人口比例：

以 2000 年戶口與住宅普查中，各鄉鎮 15 歲以上未工作未就學人口佔該鄉鎮 15 歲以上人口的百分比來作為無業人口變項。

4. 醫療資源面向：

分別為每萬人醫事人員數、每萬人病床數，這兩項資料皆來自於 2001 年衛生福利部公布之醫療機構現況統計年報。

目前為止，本研究原始變項一共 11 個，分別是依變項的直接標準化死亡率，以及自變項的 PM_{10} 濃度、自來水普及率、收入中位數、低教育人口比例、農業人口比例、無業人口比例、遷移人口比例、每萬人醫事人員數、每萬人病床數。將這些變項的定義、單位、年份及資料來源彙整為表 9，供後續參考。



表 9 本研究原始變項說明彙整表

面向	變項	定義	單位	年份	資料來源
依變項					
	死亡率	直接標準化死亡率 (以 W.H.O 2000 年為標準人口)	每十萬人	2001-2012	衛生福利部
自變項					
環境品質	PM ₁₀ 濃度	懸浮微粒 PM ₁₀ 濃度三年平均值	μg/m ³	2000-2002	行政院環境保護署
	自來水普及率	(供水人口/行政區人口)*100	%	2001	經濟部水利署
社經水準	收入中位數	綜合所得稅納稅額中位數	萬元	2001	財稅中心
	低教育人口比例	(15 歲以上高中以下學歷及未受教育人口/15 歲以上人口)*100	%	2000 年	戶口與住宅普查
生活壓力	農業人口比例	(15 歲以上從事農業人口/15 歲以上有業人口)*100	%	2000 年	戶口與住宅普查
	無業人口比例	(15 歲以上無工作未就學人口/15 歲以上人口)*100	%	2000 年	戶口與住宅普查
	離婚人口比例	(15 歲以上離婚人口/15 歲以上人口) * 100	%	2000 年	戶口與住宅普查
	遷移人口比例	(不同縣市、同縣市不同鄉鎮之遷入與遷出人口數/總人口數)*100	%	2001 年	人口統計年報
醫療資源	醫事人員數	(醫院、診所醫事人員數/人口總數)* 10000	每萬人	2001 年	衛生福利部
	病床數	(醫院、診所病床數/人口總數)* 10000	每萬人	2001 年	衛生福利部

第四節 變項合併



目前為止本研究挑選的自變項共 10 個，數目較多，為預防可能產生的多元線性重合 (Multicollinearity) 問題，本研究在進行原始變項的相關分析與共線性診斷後，將變項依據理論基礎或邏輯推論進行合併，產出複合式指標。

一、相關分析

決定了自變項之後，針對依變數與自變數、自變數與自變數之間進行相關分析。由於本研究的變數皆為連續性變數，適合用皮爾森相關係數來分析變數間的關係，探其關係的強度與方向。若相關係數為負數，則兩變數為負向關係；若相關係數為正數，則兩變數為正向關係，而關係強度則以相關係數的絕對值來進行比較。當相關係數的絕對值為 0.10 以下，兩變數間為微弱或無相關；若相關係數的絕對值在 0.10 至 0.39 間，則兩變數為低度相關；若相關係數的絕對值為 0.40 至 0.69 之間，則兩變數為中度相關；若相關係數的絕對值為 0.70 至 0.99 之間，則兩變數為高度相關；若相關係數的絕對值為 1，則兩變數為完全相關 (邱皓政 2002)。

接著以表 10 的相關係數來討論。由表可知，標準化死亡率與 PM_{10} 濃度為微弱負相關，與遷移人口比例、每萬人病床數、每萬人醫事人員數有低度負相關，與低教育人口比例、農業人口比例、離婚人口比例有中度正相關，與自來水普及率、鄉鎮收入中位數有中度負相關，而與無業人口比例無顯著相關。

為了避免自變數間有共線關係，必須檢查自變項間是否具中度以上相關，在環境品質層面， PM_{10} 濃度與其他自變數的關係並未達中度以上，而自來水普及率則是與農業人口比例有中度負相關，顯示農業人口比例高的鄉鎮，自來水普及率較低。

在社經水準層面，以收入中位數而言，其與每萬人醫事人員數、遷移人口數有中度正相關，但與農業人口、低教育人口比例有中度以上負相關，這樣的關係可能反應著收入中位數高的鄉鎮市區具有都市的性質，其醫療資源豐富、遷移人

口多，而農業人口比例低且居民學歷較高。由此可知，社經水準下的三個變項——收入中位數、農業人口比例與低教育人口比例可能存在著密切的相關性。

由生活壓力層面看來，雖然無業人口比例與其他變項並無中度以上相關，但離婚人口比例與遷移人口有中度正相關，以生活壓力作為聚合構面也許是合適的。

以醫療資源來看，每萬人病床數與每萬人醫事人員數有高度正相關，故將每萬人病床數與每萬人醫事人員數進行變項合併應為可行。

由於自變數間的相關程度高，可能造成迴歸模型中變項間的多元線性重合問題，宜將變項進行刪除或合併。然而，變項的挑選乃依據過去理論的基礎，剔除任何變項的理由皆不充分。故此，本研究依據各面向概念，也就是環境品質、社經水準、生活壓力、醫療資源四個面向，依理論基礎或邏輯推論將其轉換成為複合式指標，於本小節下一個部分討論之。



表 10 原始變數間皮爾森相關係數表

變數	Y_{SMRS}	χ_{PM10}	χ_{WATER}	χ_{INC}	χ_{EDU}	χ_{AGR}	χ_{UNEM}	χ_{DIVO}	χ_{IMM}	χ_{BED}	χ_{DR}
Y_{SMRS}	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
χ_{PM10}	-0.037*	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-	-
χ_{WATER}	-0.454**	-0.027	1.000	-	-	-	-	-	-	-	-
χ_{INC}	-0.479**	-0.069**	0.354**	1.000	-	-	-	-	-	-	-
χ_{EDU}	0.497**	0.034*	-0.398**	-0.887**	1.000	-	-	-	-	-	-
χ_{AGR}	0.469**	0.210**	-0.475**	-0.581**	0.746**	1.000	-	-	-	-	-
χ_{UNEM}	0.015	-0.064**	-0.028	-0.126**	0.004	-0.0282**	1.000	-	-	-	-
χ_{DIVO}	0.468**	-0.196**	-0.250**	0.008	-0.029	0.079**	0.158**	1.000	-	-	-
χ_{IMM}	-0.128**	-0.193**	0.189**	0.510**	-0.575**	-0.445**	0.171**	0.427**	1.000	-	-
χ_{BED}	-0.178**	-0.003	0.176**	0.357**	-0.399**	-0.283**	0.156**	0.087**	0.344**	1.000	-
χ_{DR}	-0.169**	0.028	0.212**	0.429**	-0.456**	-0.317**	0.064**	0.103**	0.437**	0.851**	1.000

*. 在顯著水準為0.05 時 (雙尾), 相關顯著。

** . 在顯著水準為0.01時 (雙尾), 相關顯著。

註) 變數說明

Y_{SMRS} 標準化死亡率； χ_{PM10} PM_{10} 濃度； χ_{WATER} 自來水普及率； χ_{INC} 收入中位數； χ_{EDU} 低教育人口%； χ_{AGR} 農業人口%
 χ_{UNEM} 無業人口% ； χ_{DIVO} 離婚人口% ； χ_{IMM} 遷移人口% ； χ_{BED} 每萬人病床數 ； χ_{DR} 每萬人醫事人員數



二、多元線性重合診斷

雖然初步得知若干個自變項之間具有中度以上相關，但並不確定是否自變項之間真的具有多元線性重合的關係。因此進行多元線性重合診斷，避免自變項與依變項共變分析上的扭曲現象致使迴歸模型估算參數值之變異數嚴重膨脹，造成推論上的問題 (謝雨生、鄭宜仲 1993；邱皓政 2002)。

多元線性診斷常用的指標除了自變項的相關係數之外，透過對單個自變項的變異數膨脹係數 (Variance Inflation Factor, VIF) 也能檢驗獨立自變項與其他變項的線性關係是否存在。當某個自變項的 VIF 值為 1 時，代表該自變項與其他自變項完全無線性關係，但若是 VIF 值愈大，則該變項與其他變項的共線性愈大。一般而言，最大的 VIF 值應小於 10 為佳。

此外，若要診斷整體迴歸式的多元重合問題，則可使用特徵值 (Eigenvalue) 與條件指數 (Conditional Index, CI) 來判斷。若自變項間有高度多元重合問題，則其中幾個線性組合的特徵值會偏低。CI 則是取最大的特徵值除以特定組合特徵值的開方，CI 愈高代表多元重合問題愈嚴重 (邱皓政 2002)，若將最大與最小的特徵值的比值開方，則得到一 CN 值 (Condition Number)。一般而言，理想的 CN 值在 30 以下，若在 30 到 100 之間代表中度至高度的多元重合，100 以上則是嚴重的多元重合 (Belsley, Kuh and Welsch 1980)。

表 11 原始自變項間變異數膨脹係數 (Variance Inflation Factor, VIF)

變項	PM ₁₀ 濃度	自來水 普及率	收入 中位數	低教 育%	農業 %	無業 %	離婚 %	遷移 %	病床 比	醫事 人員比
	<i>X_{PM10}</i>	<i>X_{WATER}</i>	<i>X_{INC}</i>	<i>X_{EDU}</i>	<i>X_{AGR}</i>	<i>X_{UNEM}</i>	<i>X_{DIVO}</i>	<i>X_{IMM}</i>	<i>X_{BED}</i>	<i>X_{DR}</i>
VIF	1.257	1.435	5.443	9.098	3.861	1.486	1.574	2.249	3.909	4.238

接著我們將目前為止所選取的自變項進行多元線性重合診斷。首先見表 11，將所有變項共 10 個置入迴歸分析，各自變項的 VIF 並無超過 10 者。接著進行多元線性重合診斷(表 12)，其 CN 值為 110.245，超過理想的 CN 值 30，且因其高

過 100，為嚴重的多元重合 (Belsley, Kuh and Welsch 1980)。觀察變異數比例，可知共線現象發生於常數項、收入中位數、低教育人口比例，其變異數比例高達 0.7 以上。



表 12 原始變項之共線性診斷統計量

維度	特徵值	CI 值	變異數比例				
			常數項	PM ₁₀ 濃度	自來水 普及率	收入 中位數	低教育 %
				χ_{PM10}	χ_{WATER}	χ_{INC}	χ_{EDU}
1	8.814	1.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
2	1.359	2.547	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
3	0.395	4.723	0.000	0.000	0.028	0.000	0.000
4	0.155	7.547	0.000	0.019	0.121	0.000	0.000
5	0.110	8.933	0.000	0.002	0.002	0.000	0.000
6	0.062	11.920	0.000	0.180	0.635	0.001	0.001
7	0.040	14.812	0.000	0.226	0.000	0.004	0.039
8	0.035	15.760	0.000	0.279	0.094	0.004	0.001
9	0.018	22.097	0.005	0.147	0.062	0.118	0.004
10	0.010	30.453	0.004	0.034	0.051	0.002	0.179
11	0.001	110.245	0.990	0.113	0.005	0.870	0.775

維度	變異數比例					
	農業 %	無業 %	離婚 %	遷移 %	病床 比	醫事 人員比
	χ_{AGR}	χ_{UNEM}	χ_{DIVO}	χ_{IMM}	χ_{BED}	χ_{DR}
1	0.001	0.000	0.001	0.000	0.001	0.001
2	0.010	0.000	0.000	0.000	0.061	0.047
3	0.175	0.001	0.000	0.005	0.037	0.011
4	0.006	0.000	0.302	0.021	0.011	0.001
5	0.012	0.004	0.005	0.002	0.764	0.741
6	0.111	0.020	0.077	0.002	0.007	0.008
7	0.070	0.068	0.001	0.122	0.055	0.159
8	0.057	0.003	0.576	0.380	0.001	0.008
9	0.000	0.033	0.021	0.386	0.001	0.001
10	0.465	0.842	0.004	0.062	0.058	0.017
11	0.093	0.029	0.013	0.020	0.003	0.005

由上述相關分析、自變項之 VIF、整體迴歸式 CN 值的討論可知，本研究所挑選之原始變項可能具有嚴重的共線問題。一般而言，當面臨共線問題時研究者可將變項合併或刪除，但是由於本研究所挑選的變項乃依據個別理論挑選出來的，故剔除任何自變項都沒有充分的理由。故此，本研究依據個別理論與邏輯推論，將自變項進行變項的合併—產出複合式指標。

三、複合式指標

本研究採用主成份分析法 (Principal Components Analysis, PCA)，萃取出一個主成份，並以此主成份作為新的變項。原則上，除了依據理論論述之外，變項之間的相關程度也是能否進行主成份分析的決定因素，通常透過兩種方法來判斷相關矩陣的適切性，分別為 Bartlett 球形檢定與 KMO 量數(Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy)。當 Bartlett 球形檢定達到統計顯著水準，代表變項間兩兩相關係數具有一定的同質性相關；而 KMO 值則與淨相關矩陣對角線的取樣適切性量數 (Measures of Sampling Adequacy, MSA) 有關，當 KMO 值低於 0.5 時是不能接受的 (邱皓政 2012)。

首先，社經水準面向下的三個變項—收入中位數、低教育人口比例、農業人口比例，依據剝奪理論的論述 (Townsend 1987 ; Townsend et al 1998; Carstairs and Morris 1991; Carstairs 2000)，可假定它們是決定鄉鎮市區社經水準的形成性指標 (formative indicators)，社經水準愈低落，意味著一地的資源愈貧瘠，反映了當地的貧窮程度，且愈貧窮之地，愈不利於生存，死亡率愈高 (Benach and Yasui 1999; Singh 2003; Rey et al. 2009; Windenberger et al. 2011)。將三個變項進行主成份分析，Bartlett 球形檢定為顯著($p < .001$)，KMO 量數是 .595，第一主成份解釋總變異量的 82.76%。本研究採用其第一主成份之因素分數作為社經水準概念變項，並將之命名為「剝奪指數」，由於其反應貧窮的程度，故本研究也將稱為「貧窮指數」。

生活壓力面向下的三個變項—離婚、無業、遷移人口比例，假定它們是決定鄉鎮市區生活壓力的形成性指標，依據社會整合理論，社會整合不佳的社會，人

們缺乏社會支持的系統以緩和人們的生活壓力 (Cassel 1976; Seeman 1996; Berkman et al. 2000)，而生活壓力容易使得人體的免疫系統、內分泌系統運作出狀況 (Cassel 1976; Selye 1978)，進而影響健康而降低生存機會。將此三個變項進行主成份分析，Bartlett 球形檢定達顯著水準 ($p < .001$)，KMO 量數是 .552，第一主成份解釋總變異量的 50.97%。本研究採用其第一主成份之因素分數作為生活壓力概念變項，並將之命名為「壓力指數」，由於其反映人們承受壓力的程度，故本研究也將之稱為「痛苦指數」。

最後，醫療資源面向下的兩個變項—每萬人醫事人員數及每萬人病床數，假定它們是決定鄉鎮市區醫療資源的代表性指標，醫療資源愈貧乏之地，居民在疾病的預防、診斷、照護與療養資源不足，故死亡率應較高。將此兩個變項進行主成份分析，Bartlett 球形檢定達顯著水準 ($p < .001$)，KMO 量數是 .926，第一主成份解釋總變異量的 92.57%。本研究採用其第一主成份之因素分數作為醫療資源概念變項，並將之命名為「醫療指數」，由於其關係人們維持生命的機會，故本研究也將之稱為「救命指數」。

另一方面，由於環境品質面向的兩個變項為 PM_{10} 濃度、自來水普及率，雖然兩者皆為環境品質的重要因子，但是兩者的相關係數並不顯著，再加上兩者的單位與測量方法不盡相同， PM_{10} 濃度由空氣品質測站監測，單位是 $\mu g/m^3$ ；而自來水普及率則是一地自來水供水人口的比例，單位是百分比，故其整併的意義不大，故保留其原本的資料型態，並將 PM_{10} 濃度命名為「空氣汙染」變項，自來水普及率命名為「用水品質」變項。然而，社經水準面向、生活壓力面向與醫療資源面向所涵括的變項各自整合為剝奪指數、壓力指數與醫療指數後，所得的因素分數為標準化後的 Z 分數，為求整體自變項的型態一致，故將空氣汙染、用水品質變項調整為 Z 分數。所有變項皆標準化成為 Z 分數後，截距項的解釋更為容易，也就是當所有地理環境因素變項皆為平均值 0 時，死亡率就等於截距項 (起

點值)——全體鄉鎮死亡率的平均值，並且，自變數係數之間可以相互比較，以探解各地環境脈絡因素與死亡率關係的強弱程度。



第五節 定義空間權重

一個地區的死亡率不只由該地區的環境脈絡因素來決定，鄰近地區的環境脈絡因素也可能預測該地之死亡率，因為人們生活中各層面的活動如求學、工作、就醫等行為必不侷限於個人所居住的鄉鎮，而會跨越鄉鎮市區的界線，相對於距離遙遠之地，人們前往鄰近地區的機會應是較高的。換言之，某鄉鎮之鄰近鄉鎮的環境脈絡因素也可能與該鄉鎮的死亡率有關。

通常研究者先行定義空間單元間的關係，再計算空間鄰近矩陣 (spatial weights matrix)，若兩兩鄉鎮間具有空間鄰近，以 1 代表其鄰近關係；若兩兩鄉鎮間無空間鄰近，則以 0 表示鄰近關係，故每個鄉鎮有各自的空間鄰近矩陣。接著透過列標準化 (row-standardized) 方法賦予鄰近鄉鎮一空間權重，整列的空間權重總和為 1。例如，若一鄉鎮有 4 個鄰鄉，則各鄰鄉的空間權重是 0.25；若一鄉鎮有 5 個鄰鄉，則各鄰鄉的空間權重為 0.20，以此類推。獲得空間權重後，將空間權重乘上鄰鄉的自變項，便能獲得鄰鄉的鄰近效應變項。

但是，該如何定義空間關係以獲得空間權重呢？一般而言，面資料的空間關係可分為三種類型，分述如下。

第一種是指「毗鄰關係」，也就是鄉鎮市區之間必須有共邊或共點的鄰界接壤，才可視為鄰近關係。此種方法又可區分為 Queen 法與 Rook 法，Queen 法是空間單元間共點與共邊者皆可視為互為鄰近，Rook 法則是以空間單元間共邊者為鄰近關係。若研究區內某空間單元沒有與其他空間單元在邊界上接壤，則容易發生該地區無任何鄰近鄉鎮。以臺灣為例，使用 Queen 法與 Rook 法來定義空間關係，則離島地區的琉球鄉、蘭嶼鄉、綠島鄉便全無鄰近鄉鎮可言。

第二種為「門檻距離關係」，由某鄉鎮之幾何中心出發至門檻距離內所涵蓋空間範圍內的鄉鎮可視為該鄉鎮的鄰近鄉鎮。選用此方法可能產生的風險是若研究者選定門檻距離過小，有些鄉鎮會全然沒有鄰鄉；倘若門檻距離過大，則可某些小面積之鄉鎮有過多的鄰鄉。以臺灣本島為例，若遷就讓每個鄉鎮都能有一個

鄰鄉，則門檻距離必須大於 22.48 公里，如此一來造成彰化縣大村鄉、屏東縣屏東市、臺北市松山區、大安區、中山區、內湖區及士林區的鄰鄉多達 38 個，而臺中縣和平鄉、南投縣信義鄉、仁愛鄉及花蓮縣卓溪鄉卻只有 1 個鄰鄉。

第三種為「最近鄰關係」(k-nearest)，修正上述方法所衍生的問題 (Anselin 2002)，此種方法為研究者使用某鄉鎮之最鄰近的 k 個鄉鎮為其鄰鄉，符合臺灣的行政區面積懸殊及都會區內行政區面積較小而產生的空間權重設定問題。

綜合以上所述，本研究為能獲致空間權重，將使用三種空間關係定義，分別為 Queen 一階關係、距離反比關係、最近鄰關係。使用不同空間權重的目的在於檢驗模型的穩健性，避免採用單一的空間權重來解釋鄰近效應。三種空間關係的意義與理由如下說明。

一、Queen 一階關係

由於 Queen 法不適用於空間單元有孤島的資料型態，而本研究為臺灣本島為研究空間範圍，已刪除離島如澎湖縣、金門縣、連江縣的所有鄉鎮，以及臺東縣蘭嶼鄉、綠島鄉，屏東縣琉球鄉，故適用 Queen 法以定義空間關係。其中，高雄市旗津區雖然在行政區邊界無與高雄市的其他行政區接壤，但有海底隧道連通高雄市前鎮區，以及有班次頻繁的渡輪作為交通工具以連通其他行政區，故不將其由研究空間範圍刪除。本研究以 Queen 法一階關係，也就是空間單元鄰界具共點共邊接壤關係者作為鄰鄉定義之一，稱為 Q1，由 Q1 法所定義出的鄉鎮空間關係，平均每個鄉鎮有 5.5 個鄰鄉。

二、距離反比關係

若以距離反比關係定義鄰鄉，則門檻距離必須大於 22.48 公里，否則將發生部分鄉鎮沒有鄰鄉的問題。故本研究採用 22.5 公里為門檻距離，稱為 D22 法。由 D22 法所定義出的鄉鎮空間關係，平均每個鄉鎮有 20.5 個鄰鄉。

三、最近鄰關係

為了獲得最近鄰關係的空間鄰近矩陣，必須先決定最近鄰的個數。由於 Q1 法中每個鄉鎮的平均鄰鄉個數為 5.5 個，而 D22 法中每個鄉鎮的平均鄰鄉個數為 20.5 個，本研究決定採用鄰鄉個數約為 Q1 法的兩倍，D22 法的二分之一，也就是為 $k=10$ 的最近鄰關係——最近 10 個鄰近鄉鎮作為鄰鄉個數，稱為 K10 法。

有了各鄉鎮的鄰鄉空間權重，將之乘上各鄰鄉的環境脈絡因素，便能獲得鄰鄉變項，用以解釋各鄉鎮的死亡率變異。由於本研究的自變項為空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數與醫療指數，故鄰鄉變項為鄰鄉空氣汙染、鄰鄉用水品質、鄰鄉剝奪指數、鄰鄉壓力指數與鄰鄉醫療指數。

為了生產出鄰鄉自變項，作者採用地理資訊工具 GeoDa 1.6.1 來製作出空間鄰近矩陣並獲得鄰鄉變項。目前為止，本研究已得到模型估計所需的所有自變項，共計 10 個變項，將合併後的自變項、鄰鄉變項以及其與死亡率的關係整理於表 13。



表 13 變項建構與關係說明彙整表

面向	指標變項	定義測量	模型變數	依據理論 / 邏輯推理	預期關係
環境品質	空氣汙染	PM ₁₀ 濃度(Z 分數)	χ_{PM10}	懸浮微粒粒徑細小容易被吸入人體，夾帶的致命汙染物被證實與死亡率有正相關。	+
	用水品質	自來水普及率(Z 分數)	χ_{WATER}	自來水普及率愈高之地，代表擁有清潔水資源的人口較多，故死亡率較低。	-
	鄰鄉空氣汙染	W*鄰鄉 PM ₁₀ 濃度	χ_{NPM10}	鄰鄉的懸浮微粒濃度與本鄉死亡率有正相關	+
	鄰鄉用水品質	W*鄰鄉自來水普及率	χ_{NWATER}	鄰鄉的自來水普及率與本鄉死亡率有負相關	-
社經水準	剝奪指數	收入中位數、 低教育人口比例、 農業人口比例	$\chi_{DEPRIVATION}$	【剝奪理論】：剝奪程度愈高之地，代表物質資源愈貧乏，故死亡率愈高。	+
	鄰鄉剝奪指數	W*鄰鄉剝奪指數	$\chi_{NDEPRIVATION}$	鄰鄉的剝奪指數與本鄉的死亡率有正相關	+
生活壓力	壓力指數	無業人口比例、 離婚人口比例、 遷移人口比例	χ_{STRESS}	【社會整合理論】：社會整合程度愈低之地，居民缺乏社會性支持力量，易產生心理壓力，影響健康進而死亡率愈高。	+
	鄰鄉壓力指數	W*鄰鄉剝奪指數	$\chi_{NSTRESS}$	鄰鄉的壓力指數與本鄉的死亡率為正相關	+
醫療資源	醫療指數	每萬人醫事人員數、 每萬人院所病床數	χ_{CARE}	醫療資源愈貧乏之地，代表居民在疾病的預防、診斷、照護與療養資源不足，死亡率高。	-
	鄰鄉醫療指數	W*鄰鄉醫療指數	χ_{NCARE}	鄰鄉的醫療指數與本鄉的死亡率有負相關	-

註) W 為空間權重，依本研究之空間關係定義，有三種空間權重分別為 Q1、D22、K10。

第六節 研究假設



一、假說擬定

擬定研究假設之前，先回顧本研究的研究問題。再依據研究問題，發展研究假設。研究問題如下：

- (一) 哪些鄉鎮市區是死亡率最高與最低的地區？
- (二) 鄉鎮市區的死亡率是否隨時間變遷？在 12 年間是上升還是下降的趨勢？
- (三) 什麼環境脈絡因素與臺灣各鄉鎮市區的死亡率起點值有關？
- (四) 什麼環境脈絡因素與各鄉鎮市區的死亡率變遷率有關？
- (五) 鄰近鄉鎮市區的環境脈絡因素會不會與本地的死亡率有關？
- (六) 鄰近鄉鎮市區的環境脈絡因素是否與本地死亡率變遷率有關？

第一個研究問題為「哪些鄉鎮市區是死亡率最高與最低的地方」，本研究預計以描述性統計的方式回答之。為解答第二個到第六個研究問題，先行設立研究假設 H1 至 H5，再以模式驗證研究假設。

【研究假設 H1】 臺灣本島鄉鎮市區的死亡率呈現下降趨勢。

依據本章第一節的討論，2001 年到 2012 年間全臺鄉鎮標準化死亡率平均值由 2001 年的每十萬人 558.7 人，降至 2006 年的每十萬人 495.4 人，再降至 2012 年的每十萬人 450.6 人，可知研究期間 12 年來臺灣整體的標準化死亡率變化是呈現下降的趨勢。故研究假設 H1 為臺灣本島鄉鎮市區的死亡率為下降的趨勢。

【研究假設 H2】 各鄉鎮的環境脈絡因素—空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與死亡率的起點值空間差異有關。

依據文獻探討，空氣汙染、剝奪指數、生活壓力與死亡率起點值應為正向關係，而用水品質與醫療資源應為負向關係。

【研究假設 H3】各鄉鎮的環境脈絡因素—空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與死亡率的變遷率有關。

本研究除了驗證環境脈絡因素是否能解釋死亡率起點值的空間差異，也想探知死亡率在研究期間 12 年間的變遷速度是否與環境脈絡因素有關。換言之，鄉鎮市區的死亡率變遷率的快慢也許與各鄉鎮之空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數有關，若整體死亡率為上升 / 下降趨勢，上述因素是否使得鄉鎮市區上升 / 下降的速率不一致？依據文獻回顧，空氣汙染、剝奪指數、生活壓力與死亡率應為正向關係，而用水品質與醫療資源應為負向關係，所以若是整體死亡率呈現下降趨勢，則空氣汙染、剝奪指數、生活壓力的估計係數應為正值，減慢死亡率的下降速率；而用水品質、醫療資源的估計係數應為負值，增快死亡率的下降速率。反之，若整體死亡率呈現上升的趨勢，則空氣汙染、剝奪指數、生活壓力與死亡率的變遷速率也應為正向關係，增快死亡率的上升速率，而用水品質與醫療資源與死亡率的變遷速率也應為負向關係，減慢死亡率的上升速率。

【研究假設 H4】各鄉鎮市區的鄰鄉空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與各鄉鎮市區的死亡率起點值有關。

除了本鄉的環境脈絡因素之外，鄰鄉的空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，也是解釋死亡率空間差異的因素，與研究假設 H2 相仿，依據文獻探討，鄰鄉的空氣汙染、剝奪指數、生活壓力與本鄉死亡率應為正向關係，而鄰鄉的用水品質與醫療資源與本鄉死亡率應為負向關係。

【研究假設 H5】各鄉鎮市區的鄰鄉空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與各鄉鎮市區的死亡率變遷率有關。

承接 H3 與 H4 的理念，無論死亡率的變遷是上升還是下降的趨勢，鄰鄉的空氣汙染、剝奪指數、生活壓力與本鄉死亡率變遷率應為正向關係，而鄰鄉的用水品質與醫療資源與本鄉死亡率變遷率應為負向關係。



二、研究架構

依據研究假設，繪製研究架構圖如圖 5，是一兩層次分析的架構。在此架構中，低層次的 level 1 為各鄉鎮 12 年的死亡率，故其變異量為鄉鎮內差異；而高層次的 level 2 為各鄉鎮間死亡率的變異，故其變異量為鄉鎮間差異。

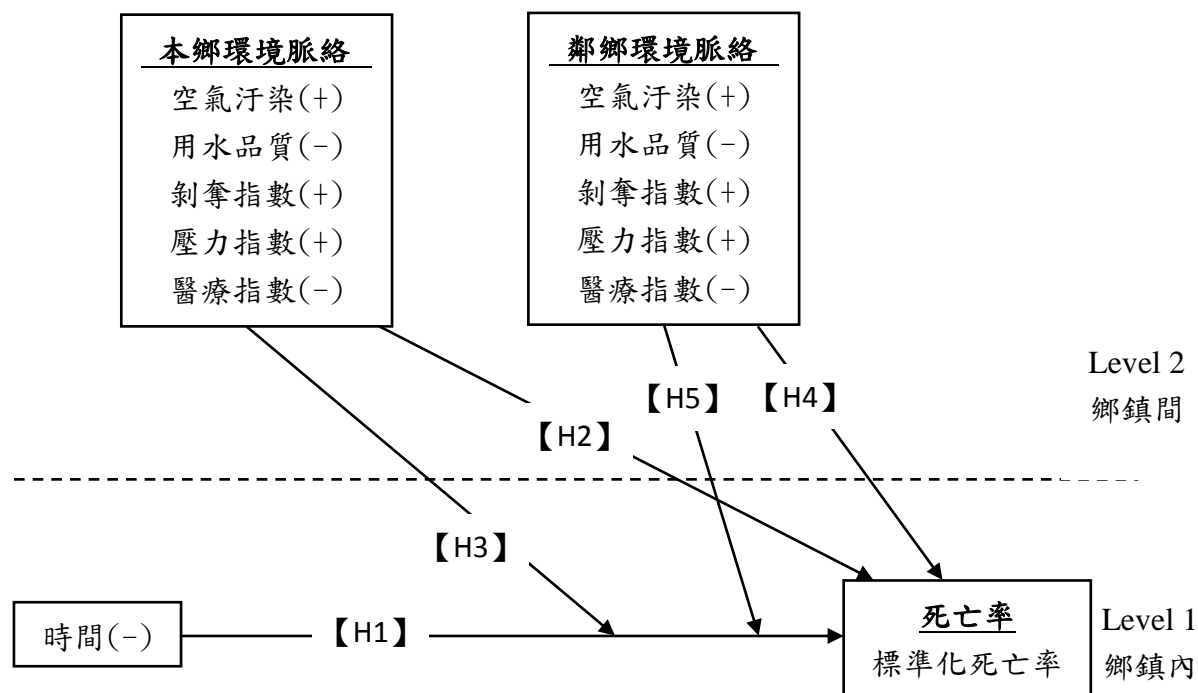


圖 5 研究架構

第七節 分析方法



一、分析架構

本研究先進行資料蒐集，並將獲得的資料進行分析，分別為敘述統計分析、假定檢定，以及資料時間趨勢分析，並以地圖呈現資料的空間特性，以下分別說明。

(一) 資料蒐集

本研究的空間範圍為臺灣本島，故資料範圍必須涵蓋 349 個鄉鎮，以抽樣資料進行分析並不合適。所以本研究採用的是政府公開的調查資料，其資料的涵蓋範圍包含本島全臺鄉鎮，均為次級資料。資料來源有衛生福利部、行政院環保署、經濟部水利署，內政部、財稅中心等，詳細資料意義與來源可見表 9。

資料蒐集完成後，依據住宅與戶口普查之鄉鎮代碼，將每個鄉鎮的各變項資料進行串連，故每個鄉鎮都有各自的依變數與自變數，且全無遺漏值。

(二) 資料分析與工具

1. 敘述統計

首先本研究進行原始變項的敘述統計分析，求得敘述統計量包含最大值、最小值、平均數、中位數、變異數，以初探資料的分布特性。

自變項的敘述統計分成兩步驟，分別進行原始變項與轉換後變項兩部分的敘述性統計量分析；而依變項的部分再增添偏態與峰度統計量，以得知其是否呈現常態分配。

2. 假定檢定

由於本研究使用多層次分析中的線性成長模型作為分析工具，變項間的關係為線性關係，故基本分析原理為線性迴歸模型。為了符合迴歸模型的幾個基本假定，本研究將進行數個假定檢定工作。首先，為了能讓殘差項符合常態分配的迴歸基本假定，將會對依變項進行轉換，讓依變項能呈現常態分布。另一方面，為

避免自變項間嚴重多元線性重合，目前為止已先將原始變項聚合為複合式指標，會在第四章呈現轉變後自變項的相關關係、共線性診斷結果。此部分使用 SPSS 18 進行資料的整理及敘述統計分析、假定檢定工作。



3. 時間趨勢分析

將各研究期間共 12 年的死亡率資料進行變遷趨勢分析，以了解死亡率隨時間變遷的型態，並且進行山地鄉/非山地鄉、東部/西部、北部/中部/南部/東部、不同發展程度鄉鎮市區之間的死亡率比較，探其時間變遷的區域差距。此部分使用 SPSS 18 進行死亡率區域平均值運算，並利用 EXCEL 工具繪製時間趨勢變遷圖表。

4. 空間資料剖繪

由於本研究的各種變項資料皆隸屬於臺灣的鄉鎮市區，而鄉鎮市區間又有空間關係，所以可將本研究的資料視為空間資料。將空間資料視覺化，繪製成為地圖，將能幫助研究者探得各變項空間分布的型態(spatial pattern)。

因此，本研究將繪製依變項—2001 至 2012 年間的死亡地圖；自變項—研究起點 2001 年的空氣汙染地圖、用水品質地圖、剝奪指數地圖、壓力指數地圖、醫療指數地圖。藉由地圖的剖繪，瞭解資料分布的空間特性。此部分的分析工具為 GIS 軟體 Arc Map 10.0。

二、模式驗證

(一) 分析模式

為回答研究問題，本研究採用多層次分析方法 (Multilevel Analysis) 來驗證研究假設。多層次分析方法適用於資料為階層式或巢狀 (Hierarchical or Nested) 的結構關係 (溫福星 2006；謝雨生 2012)，例如，本研究欲分析的資料為臺灣本島 349 個鄉鎮市區 12 年的死亡率變遷，也就是每個鄉鎮都有 12 個時間點的資料，為低層次的資料；而高層次的資料則為 349 個鄉鎮的資料。

由於本研究關心死亡率的時間變遷及空間差異，適合運用線性成長模式

(linear growth model) 來分析。在模式中，依變項為各年的死亡率，而自變項的第一層次為 2001 年至 2012 年共 12 年的時間變項，以 2001 年作為起始點，時間變項為 0，2002 年起每年時間變項逐年增加 1，所以 2012 年的時間變項就為 11，假定時間變項 0 至 11 與死亡率有線性關係，並進行迴歸分析，得到第一層次的截距（起點值）與斜率（變遷率）；第二層次自變項為地理環境因素，其與第一層次的截距項與斜率項具線性關係，故第一層次的截距項與斜率項是第二層次變項的結果，如此一來便能解釋環境脈絡因素如何影響死亡率於 2001 年的截距項（起點值），以及 2001 年至 2012 年的斜率項（變遷率），透過截距項（起點值）能得到死亡率的空間分布型態；透過斜率項（變遷率）便能探知時間變遷的空間差異，並探討環境脈絡因素與起點值及變遷率的關係。基本的分析模式為：

$$Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}(a_{ti} - 2001) + e_{ti} \quad (3-1)$$

$$\pi_{0i} = \beta_{00} + \sum \beta_{0a} X_{0ai} + \gamma_{0i} \quad (3-2a)$$

$$\pi_{1i} = \beta_{10} + \sum \beta_{1a} X_{1ai} + \gamma_{1i} \quad (3-2b)$$

其中 Y_{ti} 是鄉鎮市區 i 在時間 t 的死亡率， π_{0i} 為鄉鎮市區 i 在 2001 年，也就是研究初始年時的死亡率值， π_{1i} 是鄉鎮市區 i 在 2001 年至 2012 年之間的死亡率變遷率， e_{ti} 為鄉鎮市區 i 在時間 t 死亡率的隨機項。式(3-1)中的 a_{ti} 是鄉鎮市區 i 在時間 t 的年份，減去 2001 是因研究起始點為 2001 年，故將之中心化 (Centering) 處理，因此當 a_{ti} 為 2001 年時，就是讓死亡率變遷軌跡以 2001 年為起點值。另一方面，第二層的兩個方程式 (3-2a) 與 (3-2b)，則分別以死亡率變遷軌跡的起點值和變遷率作為依變項，並受到鄉鎮市區的環境脈絡特性 (即 X_{ai}) 的影響。

相較於一般的迴歸模型，線性成長模式的優點是讓每一個鄉鎮的變遷軌跡都有能以各自的第二層自變項來解釋，故每個鄉鎮的第二層都有不同的迴歸模式。所以，除了第一層的殘差 e_{ti} 之外，第二層也會有迴歸模式的殘差項，分別為 γ_{0i} 與 γ_{1i} ，也可稱為隨機項。其中假定 $e_{ti} \sim N(0, \sigma^2)$ ，同時假定：

$$E(\gamma) = \begin{bmatrix} \gamma_{0j} \\ \gamma_{1j} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

以及

$$\text{Var}(\gamma) = \text{Var} \begin{bmatrix} \gamma_{0j} \\ \gamma_{1j} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{10} & \tau_{11} \end{bmatrix}$$

代表第一層次隨機項 e_{ti} 符合常態分配，平均數為0，變異數為 σ^2 ；第二層次的隨機項 γ_{0i} 與 γ_{1i} 平均數也是為0，變異數分別為 τ_{00} 與 τ_{11} ，共變異數為 $\tau_{01}=\tau_{10}$ 。 τ_{00} 代表每個鄉鎮市區死亡率起點平均值之間的變異數大小，而 τ_{11} 表示每個鄉鎮市區死亡率變遷率之間的變異數大小。而 $\tau_{01}=\tau_{10}$ 代表的是每個鄉鎮市區死亡率起點值與變遷率的共變異數，可進一步轉換為相關係數後，來看死亡率起點值與變遷率兩者之間的關係，若兩者為正相關，表示鄉鎮市區的死亡率起點值愈高，則變遷率愈高；抑或是兩者為負相關，代表鄉鎮市區的死亡率起點值愈高，則變遷率愈低。

整體而言，第一層次隨機項為 e_{ti} ，變異數為 σ^2 ；第二層次隨機項 γ_{0j} 的變異數為 τ_{00} ， γ_{1i} 的變異數為 τ_{11} ，所以依變項Y的變異數可以分解為三個部分如式(3-3)：

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y) &= \text{Var}(e_{ti} + \gamma_{0i} + \gamma_{1i}) = \text{Var}(e_{ti}) + \text{Var}(\gamma_{0i}) + \text{Var}(\gamma_{1i}) \\ &= \sigma^2 + \tau_{00} + \tau_{11} \end{aligned} \quad \text{式(3-3)}$$

其中， τ_{00} 是第二層次鄉鎮市區起點平均值之間的變異數，而 τ_{11} 是第二層次鄉鎮市區變遷率之間的變異數。第二層次的變異數 τ_{00} 與 τ_{11} 可視為個體間（也就是鄉鎮間）變異數（between-individual variance），而第一層次的變異數 σ^2 是鄉鎮內各年間相對於起點平均值的變異數，可稱為個體內變異數（within-individual variance）。也就是說，兩個層次依變項的變異數是由個體內（鄉鎮內）與個體間（鄉鎮間）的變異數所構成的。

以未限制模式為例，研究者可以透過群組間變異數占全部變異數的比例，來觀察母群體組間平均數差異是否顯著（謝雨生 2012），以 η 表示群組間變異數占全部變異數的比例， η 計算方式如式(3-4)。

$$\eta = \frac{\tau_{00}}{(\tau_{00} + \sigma^2)} * 100\%$$

式(3-4)

以式(3-4)而言， η 變異數比例即為鄉鎮間死亡率起點平均數變異佔全體變異數的百分比，若在第一層次斜率項置入解釋變項，則能進一步獲得鄉鎮間死亡率變遷率變異佔全體變異數的百分比。

透過巢狀模式兩兩間第二層次的變異數變動比例，就能討論兩個巢狀模式間新添變項所產生的影響(謝雨生 2012)，其計算方法如式(3-5)。

$$\lambda_{00} = \frac{\tau_{00}^{(1)} - \tau_{00}^{(2)}}{\tau_{00}^{(1)}} * 100\%$$

式(3-5)

$$\lambda_{11} = \frac{\tau_{11}^{(1)} - \tau_{11}^{(2)}}{\tau_{11}^{(1)}} * 100\%$$

式(3-6)

式(3-5)中， $\tau_{00}^{(1)}$ 與 $\tau_{00}^{(2)}$ 是兩個巢狀模式中第二層次常數項方程式之隨機項變異數， $\tau_{00}^{(1)}$ 來自較簡約的模式， $\tau_{00}^{(2)}$ 來自使用較複雜的模式。相似地，式(3-6)中， $\tau_{11}^{(1)}$ 與 $\tau_{11}^{(2)}$ 是兩個巢狀模式中第二層次斜率項方程式之隨機項變異數， $\tau_{11}^{(1)}$ 來自較簡約的模式， $\tau_{11}^{(2)}$ 來自使用較複雜的模式。

簡言之，透過線性成長模式的設計，能同時回答本研究關心的議題：什麼環境脈絡因素可以解釋死亡率空間差異（起點值），以及是否能解釋死亡率的變遷差異（變遷率）。

(二) 變項名稱

為了在模式認定時能有一致的名稱來指稱各模式中的變項，所以先在此部分定義模式認定時所使用的變項，如表 14 說明。

表 14 模式變數說明表

變數	名稱	定義與測量
依變數		
Y_{SMRs}	死亡率	2001 年至 2012 年各年直接標準化死亡率
自變數		
X_{TIME}	時間	以 2001 年為起點，2001 年的時間變項為 0，2002 年為 1，2003 年為 2，以此類推，2012 年的時間變項則為 11
X_{PM10}	空氣汙染	鄉鎮市區懸浮微粒 PM_{10} 濃度三年平均值(Z 值)
X_{WATER}	用水品質	鄉鎮市區自來水普及率(Z 值)
$X_{DEPRIVATION}$	剝奪指數	鄉鎮市區的收入中位百分比、低教育人口百分比、農業人口百分比的第一主成份
X_{STRESS}	壓力指數	鄉鎮市區的無業人口百分比、離婚人口百分比、遷移人口百分比的第一主成份
X_{CARE}	醫療指數	鄉鎮市區的每萬人醫事人員數、每萬人院所病床數的第一主成份
X_{NPM10}	鄰鄉空氣汙染	鄰鄉懸浮微粒 PM_{10} 濃度三年平均值(Z 值)
X_{NWATER}	鄰鄉用水品質	鄰鄉自來水普及率的平均值(Z 值)
$X_{NDEPRIVATION}$	鄰鄉剝奪指數	鄰鄉剝奪指數的平均值
$X_{NSTRESS}$	鄰鄉壓力指數	鄰鄉剝奪指數的平均值
X_{NCARE}	鄰鄉醫療指數	鄰鄉醫療指數的平均值

(三) 模式認定

為檢驗研究假設，本研究設計若干的模型，用以適配 (fit) 研究資料並進行模式之間的比較。

1. M1 模式(Null Model)

(1) 意義：M1 模式為完全不放入自變項的模式，用以作為比較基礎。

(2) 模式列式

$$\text{Level 1} \quad Y_{SMRsti} = \pi_{0i} + e_{ti}$$

$$\text{Level 2} \quad \pi_{0i} = \beta_{00} + \gamma_{0i}$$

Mixed $Y_{SMRsti} = \beta_{00} + \gamma_{0i} + e_{ti}$



式(3-7)

2. M2 模式

(1) 對應【研究問題二】鄉鎮市區的死亡率是否隨時間變遷？在 12 年間是上升還是下降的趨勢？

(2) 對應【研究假設 H1】臺灣本島鄉鎮市區的死亡率呈現下降趨勢。

(3) 模式列式

Level 1 $Y_{SMRsti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\chi_{TIMEti} + e_{ti}$

Level 2 $\pi_{0i} = \beta_{00} + \gamma_{0i}$

$\pi_{1i} = \beta_{10} + \gamma_{1i}$

Mixed $Y_{SMRsti} = \beta_{00} + \beta_{10}\chi_{TIMEti} + \gamma_{1i}\chi_{TIMEti} + \gamma_{0i} + e_{ti}$

式(3-8)

3. M3 模式

(1) 對應【研究問題三】什麼環境脈絡因素與臺灣各鄉鎮市區的死亡率起點值有關？

(2) 對應【研究假設 H2】各鄉鎮的環境脈絡因素—空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與死亡率的起點值有關。

(3) 模式列式

Level 1

$Y_{SMRsti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\chi_{TIMEti} + e_{ti}$

Level 2 $\pi_{0i} = \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi}$
 $+ \beta_{05}\chi_{CAREi} + \gamma_{0i}$

$\pi_{1i} = \beta_{10} + \gamma_{1i}$

Mixed

$Y_{SMRsti} = \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi}$

$$+\beta_{05}\chi_{CAREi} + \beta_{10}\chi_{TIMEti} + \gamma_{1i}\chi_{TIMEti} + \gamma_{0i} + e_{ti}$$



式(3-9)

4. M4 模式

- (1) 對應【研究問題四】什麼環境脈絡因素與各鄉鎮市區的死亡率變遷率有關？
- (2) 對應【研究假設 H3】各鄉鎮的環境脈絡因素—空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與死亡率的變遷率有關

(3) 模式列式

Level 1

$$Y_{SMRsti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\chi_{TIMEti} + e_{ti}$$

$$\begin{aligned} \text{Level 2} \quad \pi_{0i} = & \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{05}\chi_{CAREi} + \gamma_{0i} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \pi_{1i} = & \beta_{10} + \beta_{11}\chi_{PM10i} + \beta_{12}\chi_{WATERi} + \beta_{13}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{14}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{15}\chi_{CAREi} + \gamma_{1i} \end{aligned}$$

Mixed

$$\begin{aligned} Y_{SMRsti} = & \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{05}\chi_{CAREi} + \beta_{10}\chi_{TIMEti} + \beta_{11}\chi_{PM10i}\chi_{TIMEti} + \beta_{12}\chi_{WATERi}\chi_{TIMEti} \\ & + \beta_{13}\chi_{DEPRIVATIONi}\chi_{TIMEti} + \beta_{14}\chi_{STRESSi}\chi_{TIMEti} + \beta_{15}\chi_{CAREi}\chi_{TIMEti} \\ & + \gamma_{1i}\chi_{TIMEti} + \gamma_{0i} + e_{ti} \end{aligned}$$

式(3-10)

5. M5 模式

- (1) 對應【研究問題五】鄰近鄉鎮市區的環境脈絡因素會不會與本地的死亡率起點值有關？
- (2) 對應【研究假設 H4】各鄉鎮市區的鄰鄉空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與各鄉鎮市區的死亡率起點值有關。
- (3) 模式列式



Level 1

$$Y_{SMRsti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\chi_{TIMEti} + e_{ti}$$

Level 2

$$\begin{aligned} \pi_{0i} = & \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{05}\chi_{CAREi} + \beta_{06}\chi_{NPM10i} + \beta_{07}\chi_{NWATERi} + \beta_{08}\chi_{NDEPRIVATIONi} \\ & + \beta_{09}\chi_{NSTRESSi} + \beta_{010}\chi_{NCAREi} + \gamma_{0i} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \pi_{1i} = & \beta_{10} + \beta_{11}\chi_{PM10i} + \beta_{12}\chi_{WATERi} + \beta_{13}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{14}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{15}\chi_{CAREi} + \gamma_{1i} \end{aligned}$$

Mixed

$$\begin{aligned} Y_{SMRsti} = & \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{05}\chi_{CAREi} + \beta_{06}\chi_{NPM10i} + \beta_{07}\chi_{NWATERi} + \beta_{08}\chi_{NDEPRIVATIONi} \\ & + \beta_{09}\chi_{NSTRESSi} + \beta_{010}\chi_{NCAREi} + \beta_{10}\chi_{TIMEti} + \beta_{11}\chi_{PM10i}\chi_{TIMEti} \\ & + \beta_{12}\chi_{WATERi}\chi_{TIMEti} + \beta_{13}\chi_{DEPRIVATIONi}\chi_{TIMEti} \\ & + \beta_{14}\chi_{STRESSi}\chi_{TIMEti} + \beta_{15}\chi_{CAREi}\chi_{TIMEti} \\ & + \gamma_{1i}\chi_{TIMEti} + \gamma_{0i} + e_{ti} \end{aligned}$$

式(3-11)

6. M6 模式

- (1) 對應【研究問題六】鄰近鄉鎮市區的環境脈絡因素是否與本地死亡率變遷率有關？
- (2) 對應【研究假設 H5】各鄉鎮市區的鄰鄉空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與各鄉鎮市區的死亡率變遷率有關。
- (3) 模式列式

Level 1

$$Y_{SMRsti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\chi_{TIMEti} + e_{ti}$$

Level 2

$$\begin{aligned} \pi_{0i} = & \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{05}\chi_{CAREi} + \beta_{06}\chi_{NPM10i} + \beta_{07}\chi_{NWATERi} + \beta_{08}\chi_{NDEPRIVATIONi} \\ & + \beta_{09}\chi_{NSTRESSi} + \beta_{010}\chi_{NCAREi} + \gamma_{0i} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\pi_{1i} = & \beta_{10} + \beta_{11}\chi_{PM10i} + \beta_{12}\chi_{WATERi} + \beta_{13}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{14}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{15}\chi_{CAREi} + \beta_{16}\chi_{NPM10i} + \beta_{17}\chi_{NWATERi} + \beta_{18}\chi_{NDEPRIVATIONi} \\ & + \beta_{19}\chi_{NSTRESSi} + \beta_{110}\chi_{NCAREi} + \gamma_{1i}\end{aligned}$$



Mixed

$$\begin{aligned}Y_{SMRsti} = & \beta_{00} + \beta_{01}\chi_{PM10i} + \beta_{02}\chi_{WATERi} + \beta_{03}\chi_{DEPRIVATIONi} + \beta_{04}\chi_{STRESSi} \\ & + \beta_{05}\chi_{CAREi} + \beta_{06}\chi_{NPM10i} + \beta_{07}\chi_{NWATERi} + \beta_{08}\chi_{NDEPRIVATIONi} \\ & + \beta_{09}\chi_{NSTRESSi} + \beta_{010}\chi_{NCAREi} + \beta_{10}\chi_{TIMEti} + \beta_{11}\chi_{PM10i}\chi_{TIMEti} \\ & + \beta_{12}\chi_{WATERi}\chi_{TIMEti} + \beta_{13}\chi_{DEPRIVATIONi}\chi_{TIMEti} \\ & + \beta_{14}\chi_{STRESSi}\chi_{TIMEti} + \beta_{15}\chi_{CAREi}\chi_{TIMEti} + \beta_{16}\chi_{NPM10i}\chi_{TIMEti} \\ & + \beta_{17}\chi_{NWATERi}\chi_{TIMEti} + \beta_{18}\chi_{NDEPRIVATIONi}\chi_{TIMEti} \\ & + \beta_{19}\chi_{NSTRESSi}\chi_{TIMEti} + \beta_{110}\chi_{NCAREi}\chi_{TIMEti} + \gamma_{1i} \\ & + \gamma_{1i}\chi_{TIMEti} + \gamma_{0i} + e_{ti}\end{aligned}$$

式(3-12)

(四) 估計方法

一般而言，多層次分析法的參數估計法是最大概似法 (Maximum Likelihood Estimation, ML, 又稱 Full Maximum Likelihood, FML) 與限制最大概似法 (Restricted Maximum Likelihood Estimation, REML)，其差異在於隨機效果變異數的估計程序。使用 FML 法進行隨機項變異數估計時，其自由度為觀察體數；而 REML 的自由度個數為觀察體數減去第一層次的自變項再減 1，是為 FML 法的調整 (謝雨生 2012)。換言之，FML 估計法用掉較多的自由度，故不適用於小樣本 (小於 30)，但若是使用於大樣本的參數估計上，FML 與 REML 的估計結果差距不大 (Raudenbush and Bryk 2002; Singer and Willett 2003)。

由於本研究第一層次的樣本數為 2188 個 (349 鄉鎮*12 年)，第二層次為 349 個鄉鎮，故本研究的樣本數夠大，選用 FML 法應為合適。

(五) 適配度

由於本研究設計的模式之間具有巢套關係，故採用偏離值 (deviance) 作為

適配度指標，其計算方式為 $-2LL$ ($-2\log(\text{likelihood})$)，用以測量現有模式與一未知最飽和模式（概似值最大）之間的偏離值 (Singer and Willett 2003)。當研究者使用分析軟體如 HLM 進行多層次分析時可獲得各個模式的偏離值，就是各個模式與最飽和模式的偏離值統計量。若偏離值愈大，代表適配程度愈不好，單一模式偏離值無法解釋，必須透過兩兩模型的比較來得知孰為較佳的模式。

(六) 驗證工具

本研究實證方法為多層次分析，採取線性成長模式 (linear growth model) 來進行分析，參數的估計以及偏離值的計算皆使用軟體 HLM 6.06 版。

(七) 空間資料剖繪

除了採用多層次方法以探討死亡率的空間差異與時間變遷，由於本研究的資料具有空間性質，故使用 GIS 工具進行資料的剖繪，也就是地圖的繪製，並製作死亡地圖 (death map)。透過地圖的繪製，能初探變項分布的空間型態，並將線性成長模式估算出來的參數進行地圖剖繪，以瞭解死亡率起點值與變遷率的空間異質性 (Spatial Heterogeneity)。

第四章 資料分析

第一節 敘述統計



一、依變項—生命機會

表 15 為使用統計軟體 SPSS 18 運算之臺灣 349 個鄉鎮歷年標準化死亡率的敘述統計量，其中最小值、最大值、平均數多呈現下降趨勢。另一方面，標準差雖然整體為下降趨勢，但偶有幾年波動，表示臺灣鄉鎮間死亡率的離散程度並未隨著時間而逐年降低。每年的偏態係數均為正數，代表歷年死亡率呈現右偏分配，多數鄉鎮的死亡率低於各年平均值。最後，多數年份的死亡率峰度大於 0，顯示各年死亡率的分布相當集中，呈現高狹峰的型態。

值得注意的是，由表中可發現 2009 年的死亡率分布與其他年份迥異，當年死亡率最大值是每十萬人 5652.25 人（高雄縣甲仙鄉），且其標準差、偏態和峰度皆明顯高於其他年份。這是因為當年的莫拉克颱風（八八風災）侵襲中南部，尤以高雄縣甲仙鄉死傷最為嚴重，其中小林村的滅村事件更是令人遺憾。

表 15 歷年死亡率敘述統計量

變項	個數	最小值	最大值	平均數	標準差	偏態	峰度
2001	349	336.99	1685.59	657.15	198.57	2.59	8.19
2002	349	326.69	1567.79	625.94	166.71	2.44	8.08
2003	349	325.34	1607.29	619.85	174.27	2.77	10.53
2004	349	319.62	1628.55	629.20	197.31	2.60	7.83
2005	349	311.95	1832.88	630.98	189.02	2.70	9.93
2006	349	282.16	1499.99	589.60	171.22	2.19	6.05
2007	349	276.93	1411.37	582.10	165.53	2.34	7.08
2008	349	288.84	1629.98	577.25	172.46	2.68	9.93
2009	349	272.15	5652.25	569.18	327.04	11.45	169.98
2010	349	277.62	1464.91	543.02	164.23	2.62	9.14
2011	349	275.56	1350.58	553.17	164.37	2.28	6.25
2012	349	270.29	1399.99	537.69	155.81	2.40	7.34

由於本研究採用的多層次分析乃是將各鄉鎮每年的死亡率納在一個分析模式中同時估算，故依變項個數即為 349 個鄉鎮 12 年死亡率共 4188 個。將之進行敘述統計分析，統計量如表 16。由表 15 可知，最小值為 270.29 (2012 年臺北市大安區)，最大值為 5652.25 (2009 年高雄縣甲仙鄉)，平均數為 592.93。由偏態與峰度可知依變項分布呈現右偏分配且有極度高狹峰，並非呈現常態分配，為了符合殘差為常態分配的迴歸模式以及 FML 估計法的基本假定，本研究將之轉換為以 10 為底的 log 值。轉換後的死亡率 log 值偏態小於 3，且峰度低於 10 (Kline 2010)，使依變項近於常態分配。

表 16 依變項敘述統計量

變項	個數	最小值	最大值	平均數	標準差	偏態	峰度
死亡率	4188	270.29	5652.25	592.93	195.69	6.08	115.53
死亡率 log 值	4188	2.43	3.75	2.76	0.11	1.30	4.09

然而，臺灣死亡率最高的與最低的鄉鎮市區分別是哪些呢？透過對這個問題的發問，我們能知道死亡率最高與最低的地區是否具有時空轉變。由表 17 得知，歷年來死亡率最低的鄉鎮皆是臺北市大安區，而前五名內主要是臺北市的鄉鎮市區如臺北市松山區、中正區、文山區、中山區、信義區，以及臺北縣永和市等。可見，臺北市可說是臺灣死亡率最低的地區，且 10 餘年來低死亡率前五名的鄉鎮市區變動不大。

另一方面，由表 18 可知，歷年來死亡率最高的鄉鎮為臺東縣海端鄉、延平鄉，高雄縣桃源鄉、甲仙鄉，花蓮縣萬榮鄉，且高死亡率的前五名鄉鎮全為行政院原委會於 2002 年函示的山地鄉，皆位於花蓮縣、臺東縣、高雄縣、新竹縣、宜蘭縣，無一例外。可見山地鄉鎮的生存環境最為苛刻，且 10 餘年來處境不變。

表 17 研究期間死亡率最低前五名鄉鎮市區

年份	1	2	3	4	5
2001	臺北市大安區 (337)	臺北市松山區 (367)	臺北縣永和市 (374)	臺北市中正區 (375)	臺北縣金山鄉 (419)
2002	臺北市大安區 (327)	臺北市松山區 (360)	臺北縣永和市 (365)	臺北市中正區 (380)	臺北市中山區 (393)
2003	臺北市大安區 (325)	臺北市松山區 (343)	臺北市中正區 (355)	臺北市文山區 (368)	苗栗縣頭屋鄉 (380)
2004	臺北市大安區 (320)	臺北市松山區 (339)	臺北市中正區 (343)	臺北縣永和市 (363)	臺北市中山區 (384)
2005	臺北市大安區 (312)	臺北市松山區 (338)	臺北市中正區 (349)	臺北縣永和市 (361)	臺北市文山區 (378)
2006	臺北市大安區 (282)	臺北市松山區 (312)	臺北市中正區 (317)	臺北縣永和市 (339)	臺北市信義區 (342)
2007	臺北市大安區 (277)	臺北市松山區 (305)	臺北市中正區 (305)	臺北縣永和市 (333)	新竹縣峨眉鄉 (354)
2008	臺北市大安區 (289)	臺北市松山區 (305)	臺北市中正區 (332)	臺北縣永和市 (346)	臺北市信義區 (350)
2009	臺北市大安區 (272)	臺北市松山區 (286)	臺北市中正區 (309)	臺北市中山區 (327)	臺北縣永和市 (336)
2010	臺北市大安區 (278)	臺北市松山區 (285)	臺北市中正區 (291)	臺北市中山區 (312)	臺北縣永和市 (325)
2011	臺北市大安區 (276)	臺北市中正區 (307)	臺北市松山區 (307)	臺北市信義區 (322)	臺北市文山區 (340)
2012	臺北市大安區 (270)	臺北市中正區 (388)	臺北縣永和市 (336)	臺北市信義區 (345)	臺北市中山區 (347)

表 18 研究期間死亡率最高前五名鄉鎮市區

年份	1	2	3	4	5
2001	臺東縣海端鄉 (1686)	新竹縣尖石鄉 (1637)	花蓮縣卓溪鄉 (1491)	臺東縣延平鄉 (1484)	高雄縣桃源鄉 (1448)
2002	高雄縣桃源鄉 (1568)	高雄縣三民鄉 (1428)	臺東縣海端鄉 (1421)	花蓮縣卓溪鄉 (1363)	臺東縣延平鄉 (1314)
2003	臺東縣海端鄉 (1607)	高雄縣桃源鄉 (1554)	花蓮縣卓溪鄉 (1527)	臺東縣延平鄉 (1431)	高雄縣三民鄉 (1410)
2004	臺東縣海端鄉 (1629)	高雄縣桃源鄉 (1532)	花蓮縣卓溪鄉 (1509)	花蓮縣萬榮鄉 (1466)	新竹縣五峰鄉 (1444)
2005	臺東縣延平鄉 (1833)	新竹縣五峰鄉 (1570)	新竹縣尖石鄉 (1478)	臺東縣海端鄉 (1456)	花蓮縣萬榮鄉 (1376)
2006	臺東縣海端鄉 (1450)	高雄縣茂林鄉 (1347)	花蓮縣秀林鄉 (1275)	臺東縣延平鄉 (1232)	花蓮縣萬榮鄉 (1213)
2007	花蓮縣萬榮鄉 (1411)	新竹縣五峰鄉 (1352)	高雄縣桃源鄉 (1324)	高雄縣茂林鄉 (1315)	臺東縣海端鄉 (1302)
2008	臺東縣延平鄉 (1630)	花蓮縣卓溪鄉 (1584)	花蓮縣萬榮鄉 (1299)	臺東縣海端鄉 (1284)	新竹縣五峰鄉 (1235)
2009	高雄縣甲仙鄉 (5652)	高雄縣三民鄉 (2218)	高雄縣茂林鄉 (1336)	花蓮縣卓溪鄉 (1317)	花蓮縣萬榮鄉 (1282)
2010	高雄縣甲仙鄉 (1465)	高雄縣三民鄉 (1446)	高雄縣茂林鄉 (1266)	花蓮縣卓溪鄉 (1220)	花蓮縣萬榮鄉 (1214)
2011	高雄縣桃源鄉 (1351)	花蓮縣萬榮鄉 (1257)	宜蘭縣南澳鄉 (1240)	高雄縣三民鄉 (1234)	臺東縣海端鄉 (1227)
2012	花蓮縣萬榮鄉 (1340)	臺東縣海端鄉 (1290)	新竹縣尖石鄉 (1193)	新竹縣五峰鄉 (1189)	臺東縣延平鄉 (1160)



二、自變項—地理環境因素

表 19 為本研究之自變項描述統計量，由於自變項有原始變項和轉換後變項兩部分，所以分兩部分討論。

首先討論原始變項的集中趨勢，各變項為 2000 年、2001 年的資料。空氣汙染，也就是懸浮微粒 PM_{10} 濃度最小值為 $17.33\mu g/m^3$ (臺北縣石門鄉)，最大值為 $92.39\mu g/m^3$ (屏東縣枋寮鄉)，平均值為 $58.96\mu g/m^3$ 。以用水品質而言，也就是自來水普及率，最小值為 0% (屏東縣萬丹鄉、九如鄉)，最大值為 100% (臺南縣新營市、鹽水鎮，臺北市松山區、大安區、中正區)，平均值為 76.89%；收入中位數最小值為 30 萬元 (屏東縣來義鄉)，最大值為 86.40 萬 (臺北市大安區)，平均值為 51.12 萬元；低教育人口比例最小值為 20.82% (臺北市大安區)，最大值為 83.18% (臺東縣長濱鄉)，平均值為 60.53%；農業人口比例最小值為 0.11% (臺北市大安區)，最大值為 65.67% (南投縣仁愛鄉)，平均值為 19.40%；無業人口比例最小值為 17.59% (苗栗縣泰安鄉)，最大值為 50.60% (臺北縣雙溪鄉)，平均值為 33.75%；離婚人口比例最小值為 1.19% (彰化縣秀水鄉)，最大值為 7.35% (屏東縣獅子鄉)，平均數為 2.85%；遷移人口比例最小值為 6.29% (苗栗縣通霄鎮)，最大值為 28.04% (臺中市區)，平均值為 11.11%；每萬人醫院診所病床數最小值為 0 張 (花蓮縣、屏東縣、苗栗縣、高雄縣、雲林縣、新竹縣市、臺中縣、臺北縣、臺東縣、臺南縣等偏遠或山區鄉鎮共 48 個)，最大值為 656.66 張 (高雄縣烏松鄉)，平均值為每萬人 39.36 張；每萬人醫事人員數最小值為 2.67 人 (彰化縣福興鄉)，最大值為每萬人 812.28 人 (高雄縣烏松鄉)，平均值為 43.23 人。

以標準差、偏態與峰度係數而言，可得知每萬人病床數、每萬人醫事人員筆的資料分布較為分散，且有明顯的右偏分配與高狹峰，顯示臺灣多數鄉鎮的醫療資源是低於全體平均值的，且少數的鄉鎮具有較為充沛的醫療資源。

表 19 自變項 (地理環境因素) 之描述統計量

變項	個數	最小值	最大值	平均數	標準差	偏態	峰度
原始變項							
空氣汙染	349	17.328	92.385	58.962	13.774	-0.135	-0.405
用水品質	349	0.000	100.000	76.888	28.242	-1.355	0.746
收入中位數	349	30.000	86.400	51.118	7.330	0.954	2.343
低教育人口	349	20.816	83.182	60.530	12.951	-0.593	-0.301
農業人口	349	0.114	65.666	19.398	16.378	0.602	-0.688
無業人口	349	17.586	50.595	33.754	5.131	0.026	0.792
離婚人口	349	1.189	7.345	2.848	1.095	1.268	1.946
遷移人口	349	6.293	28.044	11.106	3.260	1.309	2.330
病床比	349	0.000	636.655	39.358	69.952	3.831	21.714
醫事人員比	349	2.674	812.284	43.225	66.302	5.988	56.324
轉換後變項							
空氣汙染	349	-3.023	2.427	0.000	1.000	-0.135	-0.405
用水品質	349	-2.722	0.818	0.000	1.000	-1.355	0.746
剝奪指數	349	-3.364	2.010	0.000	1.000	-0.485	-0.298
壓力指數	349	-1.739	3.892	0.000	1.000	0.619	0.050
醫療指數	349	-0.601	10.465	0.000	1.000	4.827	38.038

接著討論經由主成份分析法轉換之後的變項。從表 19 得知，將空氣汙染、用水品質進行標準化，得到 Z 分數；且將社經水準、生活壓力、醫療資源面向下的變項分別進行主成份分析後轉換為 Z 分數，轉換後的變項其平均數皆為 0，標準差皆為 1。

剝奪指數最小值為-3.364 (臺北市大安區)，最大值為 2.010 (臺東縣長濱鄉)；壓力指數最小值為-1.739 (彰化縣埤頭鄉)，最大值為 3.892 (臺中市區)；醫療指數最小值為-0.601 (彰化縣福興鄉)，最大值 10.465 (高雄縣烏松鄉)。

以偏態和峰度而言，空氣汙染、剝奪指數及壓力指數的係數在 0 至正負 1 之間，近似於常態分配，但是空氣汙染、剝奪指數的分布為左偏，壓力指數的指數為右偏。用水品質的偏態指數小於-1，有輕微的左偏分配，醫療指數經轉換後依然有明顯的右偏分配及高狹峰。

第二節 相關分析與共線性診斷



本研究透過相關分析，得悉轉換後自變項之間的關聯程度，並透過共線性診斷，以發掘迴歸模式可能潛在的多元線性重合問題。

一、相關分析

首先討論一地死亡率與環境脈絡因素的相關程度。由表 20 可知，log 死亡率與時間有顯著的負向相關，代表隨著時間演進，鄉鎮市區的死亡率降低。空氣汙染與 log 死亡率無顯著相關，用水品質與 log 死亡率有顯著的中度負相關，剝奪指數與 log 死亡率有顯著的中度正相關，壓力指數與 log 死亡率有顯著的低度正相關，醫療指數有顯著的低度負相關。

另一方面，鄰鄉的地理環境因素有三種方法，分別為 Q1 法、D22 法與 K10 法，以 Q1 法作為示例。從表 20 中可知，鄰鄉的空氣汙染與本鄉的 log 死亡率有顯著的微弱正相關，鄰鄉的用水品質與本鄉 log 死亡率有顯著中度負相關，鄰鄉剝奪指數與本鄉 log 死亡率有顯著的中度正相關，鄰鄉壓力指數與本鄉 log 死亡率有顯著的低度正相關，鄰鄉的醫療指數與本鄉 log 死亡率有顯著的低度負相關。

由上述討論可知，無論是本鄉還是鄰鄉，用水品質與 log 死亡率呈現顯著負相關，剝奪指數與 log 死亡率有顯著的正相關，壓力指數與 log 死亡率有顯著的正相關，醫療指數與 log 死亡率有顯著的負相關。而空氣汙染與 log 死亡率的關係則是本鄉相關程度不顯著，但是鄰鄉的空氣汙染與本鄉 log 死亡率有低度正相關。回顧本研究的預期(表 13)，除了本鄉空氣汙染與死亡率的關係不如預期之外，其他變項皆與死亡率有顯著的關係，且其關係方向與研究預期相符。

接下來討論自變項之間的相關程度。剝奪指數與用水品質、鄰鄉用水品質、醫療指數、鄰鄉醫療指數有顯著的中度負相關，由於剝奪指數代表社經水準，因此社經水準低落的鄉鎮，其醫療資源愈貧乏、自來水普及率愈低。



表 20 轉換後變項與臨鄉變項相關係數表

變項	log 死亡率	時間	空氣 汙染	用水 品質	剝奪 指數	壓力 指數	醫療 指數	鄰鄉 空氣汙染	鄰鄉 用水品質	鄰鄉 剝奪指數	鄰鄉 壓力指數	鄰鄉 醫療指數
log死亡率	1.000											
時間	-0.025 **	1.000										
空氣汙染	0.016	0.000	1.000									
用水品質	-0.489 **	0.000	-0.027	1.000								
剝奪指數	0.644 **	0.000	0.110 **	-0.447 **	1.000							
壓力指數	0.148 **	0.000	-0.224 **	-0.040 **	-0.305 **	1.000						
醫療指數	-0.225 **	0.000	0.013	0.201 **	-0.429 **	0.302 **	1.000					
鄰鄉空氣汙染	0.053 **	0.000	0.959 **	-0.048 **	0.128 **	-0.219 **	-0.004	1.000				
鄰鄉用水品質	-0.501 **	0.000	-0.051 **	0.784 **	-0.424 **	-0.072 **	0.130 **	-0.048 **	1.000			
鄰鄉剝奪指數	0.600 **	0.000	0.121 **	-0.390 **	0.847 **	-0.283 **	-0.275 **	0.139 **	-0.492 **	1.000		
鄰鄉壓力指數	0.112 **	0.000	-0.265 **	-0.060 **	-0.304 **	0.819 **	0.220 **	-0.277 **	-0.107 **	-0.321 **	1.000	
鄰鄉醫療指數	-0.299 **	0.000	0.018	0.218 **	-0.507 **	0.363 **	0.101 **	0.022	0.289 **	-0.606 **	0.433 **	1.000

*. 在顯著水準為0.05 時 (雙尾), 相關顯著。

** . 在顯著水準為0.01時 (雙尾), 相關顯著。

另一方面，空氣汙染與鄰鄉空氣汙染、用水品質及鄰鄉用水品質、剝奪指數與鄰鄉剝奪指數、壓力指數與鄰鄉壓力指數皆有高度的正相關，這代表著上述因素具有空間自相關現象，值得未來研究進一步探索。



二、共線性診斷

將本研究的所有變項置入迴歸模型的共線性診斷。由表 21 得知，空氣汙染與鄰鄉空氣汙染的VIF統計量大於10。接著進行多元線性重合診斷，CN值為9.576，雖未超過理想的CN值30，但觀察變異數比例，與VIF檢驗結果相符，共線現象依然發生於空氣汙染與鄰鄉空氣汙染，其變異數比例高達0.9以上。

經由相關分析與共線性診斷的討論，可以發現各鄉鎮與鄰鄉的環境脈絡因素的相關程度高，特別是空氣汙染與鄰鄉空氣汙染的變數，可能構成多元線性重合問題，應考慮將之刪除或合併。然而，基於本研究最初的構想，即是反對只使用鄉鎮的環境因素去解釋該鄉鎮的死亡率，而是主張應納入鄰近鄉鎮的因素，所以在第四章多層次分析的模式驗證中，所有變項都會一併進入迴歸模式進行參數的估計。

表 21 轉換後所有自變項間變異數膨脹係數 (含鄰鄉變項)

變項	VIF 統計量	變項	VIF 統計量
時間	1.000	鄰鄉空氣汙染	13.207
空氣汙染	13.037	鄰鄉用水品質	3.359
用水品質	2.993	鄰鄉剝奪指數	4.925
剝奪指數	4.587	鄰鄉壓力指數	3.626
壓力指數	3.245	鄰鄉醫療指數	1.941
醫療指數	1.392		

表 22 轉換後所有自變項之共線性診斷統計量 (含鄰鄉變項)

維度	特徵值	CI 值	變異數比例				
			常數項	時間	空氣汙染	用水品質	剝奪指數
1	3.537	1.000	0.000	0.000	0.001	0.007	0.012
2	2.218	1.263	0.000	0.000	0.007	0.021	0.002
3	1.847	1.384	0.076	0.076	0.000	0.000	0.000
4	1.690	1.447	0.000	0.000	0.011	0.018	0.000
5	0.948	1.932	0.000	0.000	0.000	0.003	0.001
6	0.689	2.266	0.000	0.000	0.001	0.113	0.055
7	0.377	3.063	0.000	0.000	0.003	0.004	0.076
8	0.230	3.920	0.000	0.001	0.000	0.506	0.077
9	0.170	4.567	0.004	0.006	0.003	0.004	0.052
10	0.153	4.810	0.919	0.916	0.000	0.000	0.001
11	0.104	5.844	0.000	0.000	0.002	0.296	0.718
12	0.039	9.576	0.000	0.000	0.972	0.027	0.005

維度	變異數比例						
	壓力指數	醫療指數	鄰鄉 空氣汙染	鄰鄉 用水品質	鄰鄉 剝奪指數	鄰鄉 壓力指數	鄰鄉 醫療指數
1	0.008	0.012	0.001	0.007	0.012	0.007	0.019
2	0.017	0.000	0.007	0.020	0.002	0.018	0.001
3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
4	0.020	0.013	0.011	0.018	0.000	0.016	0.018
5	0.001	0.533	0.000	0.001	0.005	0.002	0.132
6	0.073	0.014	0.001	0.054	0.050	0.041	0.004
7	0.039	0.335	0.002	0.003	0.041	0.014	0.706
8	0.069	0.018	0.001	0.513	0.066	0.020	0.046
9	0.701	0.037	0.000	0.021	0.043	0.783	0.062
10	0.003	0.001	0.000	0.001	0.001	0.004	0.000
11	0.051	0.035	0.003	0.338	0.765	0.080	0.005
12	0.016	0.003	0.975	0.024	0.016	0.014	0.006

第三節 時間趨勢分析



本小節討論研究期間的死亡率時間變遷趨勢，除了探討全臺死亡率平均值的時間變化之外，輔以數種方式比較死亡率的區域差異，分別比較死亡率的東西部、山地鄉與非山地鄉、四大區域與七大區域的死亡率差異。

首先見圖 6，以全臺鄉鎮標準化死亡率平均值來看，臺灣於 2001 年至 2012 年間整體死亡率為下降的趨勢，2001 年死亡率為每十萬人 657.15 人，2012 年為每十萬人 553.17 人，平均每年死亡率降低 9.45 人。回顧本研究第二個研究問題，至此可以獲得初步的回答—鄉鎮市區 12 年間的死亡率是下降的趨勢。

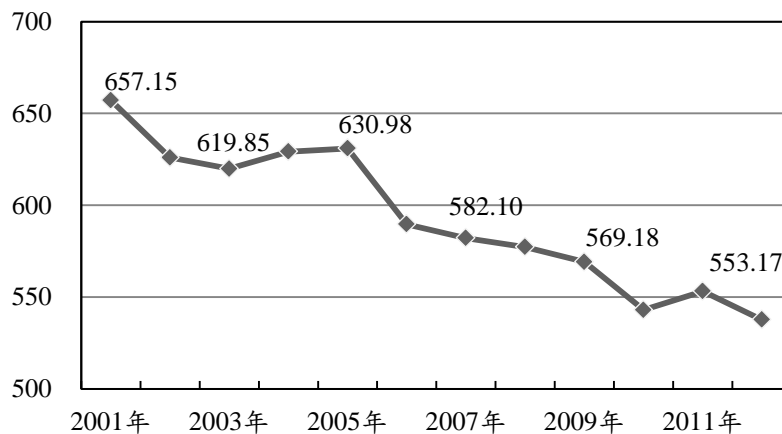


圖 6 標準化死亡率全臺平均趨勢圖

儘管全臺死亡率是下降的趨勢，若將空間尺度縮小到區域，各區域的死亡率是否皆為下降的樣態？為回答這個問題，本研究以研究末年與研究初年的標準化死亡率作為計算變遷速率的依據，算法為 $[\text{末年死亡率}-\text{初年死亡率}]/\text{初年死亡率}/11*100\%$ 。

首先比較東西部之間的死亡率差異。東部指稱花蓮縣、臺東縣的鄉鎮市區，西部則為臺灣本島非東部地區的鄉鎮市區。見圖 7，東部鄉鎮市區死亡率由 2001 年的 923.13 下降至 2012 年的 756.43，平均每年下降 14.15 人，下降速率為 -2.00%，亦即死亡率每年下降 2%；西部則是由 2001 年的 634.84 下降至 2012 年的 519.35，平均每年下降 10.50 人，下降速率為 -1.65%，代表死亡率每年下降 1.65%。雖然整體而言東部區域的鄉鎮死亡率下降幅度較西部大，但是歷年死亡率依然高於西

部鄉鎮約 1.4 倍，由圖 7 來看，東部區域 2012 年平均死亡率是 746.43，遠高於 2001 年西部平均死亡率 634.84，顯示東部區域的死亡率水準落後西部 10 年以上；依據衛生福利部公布之死因摘要表，2012 年的東部鄉鎮標準化死亡率平均值 756.43，約為全臺標準化死亡率於 1986 年的水準（每十萬人 731.72 人），換言之，東部鄉鎮市區的死亡率水準落後全臺約 26 年。

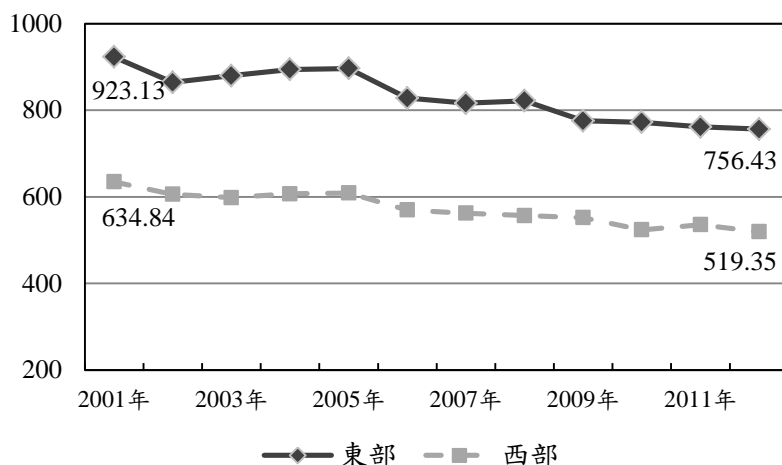


圖 7 東、西部死亡率變遷

接下來以行政院原住民族委員會於 2002 年函示之原住民族山地鄉定義，將臺灣劃分為山地鄉與非山地鄉來進行比較。如圖 8 所示，雖然山地鄉的死亡率平均值在 2004 年有抬升的形勢，但整體而言，山地鄉與非山地鄉的死亡率皆為下降的趨勢，山地鄉的死亡率於研究期間由 1158.48 降低到 937.36，每年下降約 20.10 人，下降速率為-1.74%；非山地鄉的死亡率於研究期間由 611.71 降低到 501.47，每年下降人數是 10.02 人，下降速率為-1.64%，山地鄉的下降速率稍快。然而，歷年山地鄉的死亡率約為非山地鄉的 1.8 倍左右，這意味著，儘管全臺鄉鎮市區的死亡率變遷為下降趨勢，山地鄉與非山地鄉之間的死亡率依然存在著偌大的差距。

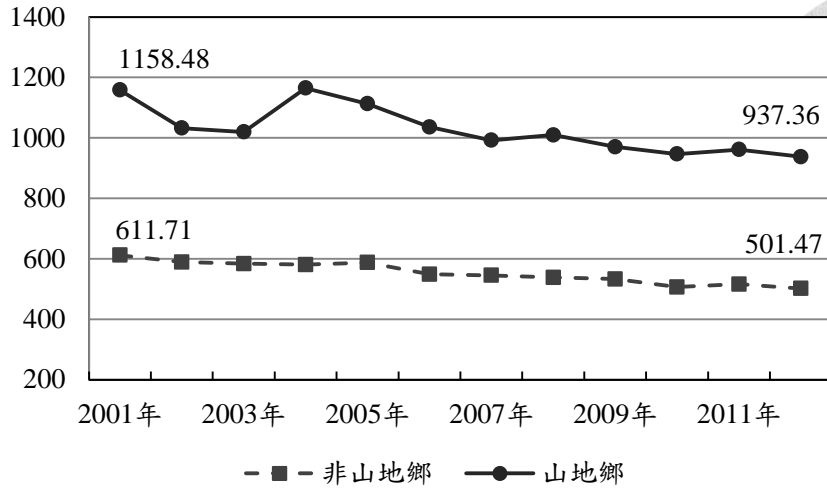


圖 8 山地鄉、非山地鄉死亡率變遷

若將臺灣本島區分為北部、中部、南部、東部四大區域，哪一個區域的平均死亡率較高呢？由圖 9 可知，南部區域是全臺死亡率最高的區域，接著依次為東部、中部與北部，歷年排序不變。其中，南部與東部區域的死亡率較為接近，而中部與北部的死亡率較為接近。若以同一標準進行比較，南部死亡率約為北部的 1.14 至 1.29 倍，東部死亡率約為北部的 1.12 至 1.16 倍，中部區域死亡率約為北部的 1.01 至 1.09 倍。

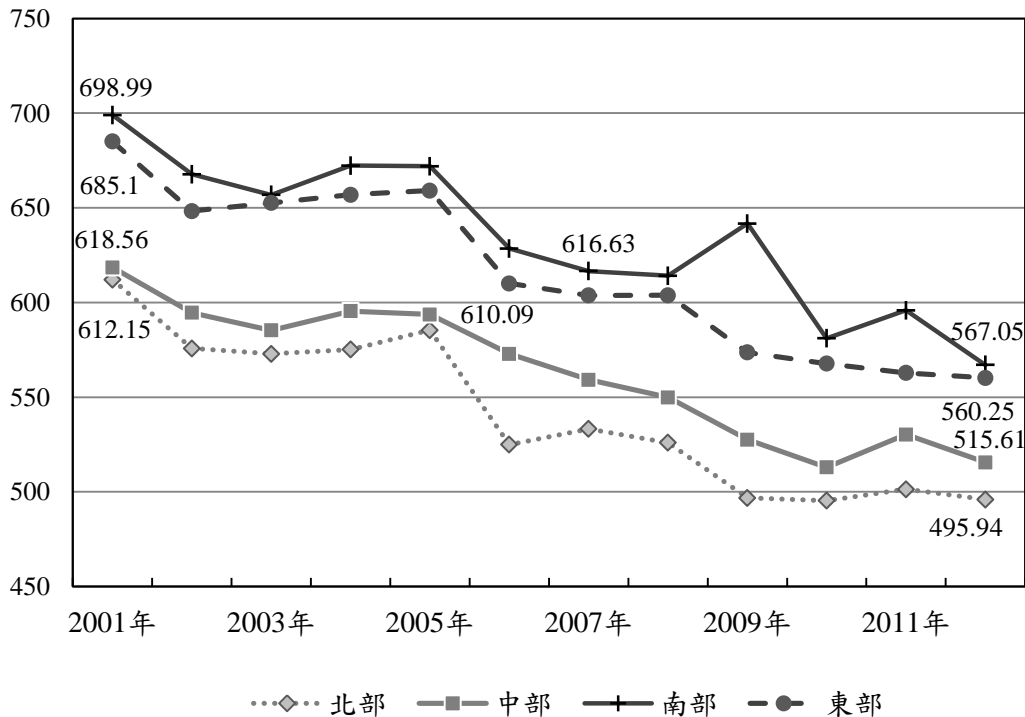


圖 9 四大區域死亡率變遷



整體而言，四大區域的死亡率為下降的趨勢，而南部區域 2009 年突起的高峰應為莫拉克風災所致。南部區域的死亡率由 2001 年的 698.99 下降至 2012 年的 567.05，每年 SMRs 下降 12 人，下降速率為-1.71%；東部區域的死亡率由 2001 年的 685.10 下降至 2012 年的 560.25，每年 SMRs 下降 11.02 人，下降速率為-1.65%；中部區域的死亡率由 2001 年的 618.56 下降至 2012 年的 515.06，每年 SMRs 下降 9.34 人，下降速率為-1.52%；北部區域的死亡率由 2001 年的 612.15 下降至 2012 年的 495.94，每年 SMRs 下降 10.56 人，下降速率為-1.72%。由此可見，研究期間北部與南部區域的平均死亡率下降速率較快，而東部、中部區域的平均死亡率下降速率較慢。

儘管北部與南部平均死亡率的下降速率較快，但是其死亡率水準依然與其他區域有著差距。例如，直到 2007 年，南部區域的死亡率平均值 (616.63) 才達到 2001 年北部區域的死亡率平均值 (618.56)，顯示南部區域的死亡率水準落後北部區域 6 年；而東部區域的死亡率平均值 (610.09) 直到 2006 年才達到北部區域 2001 年的死亡率平均值，東部區域的死亡率水準約落後北部區域 5 年。

最後討論不同發展程度鄉鎮類型之間的死亡率差異。依據劉介宇等人 (2006) 的研究，將臺灣劃分為七種不同發展程度的鄉鎮類型，以因應國民健康訪問調查所需。圖 10 為上述七種類型鄉鎮市區的死亡率平均數變遷圖，由圖可見，研究期間七種類型鄉鎮市區歷年的死亡率皆呈現下降的趨勢，且每年死亡率排序皆為偏遠鄉鎮最高，接著依序為農業市鎮、高齡化市鎮、一般鄉鎮、新興市鎮、中度都市化市鎮、高度都市化市鎮 (唯有 2003 年例外，新興市鎮略高於一般鄉鎮)。可見，劉氏等人依據發展程度劃分的七種鄉鎮類型，足以反映歷年死亡率的差異，這也意味著，發展程度愈高的鄉鎮，死亡率愈低。

以死亡率的變遷速率而言，以偏遠鄉鎮、中度都市化市鎮、新興市鎮的下降幅度較大(分別為-1.81%、-1.78%、-1.73%)，高齡化市鎮、農業市鎮的下降幅度最小(分別是-1.39%及-1.48%)，可見若間比較的空間尺度縮小至七大區域，則能

看見更為細緻的死亡率區域差距，高齡化市鎮、農業市鎮的死亡率改善幅度最低，是臺灣本島最需關切的區域。

若以死亡率最低的高度都市化市鎮作為對照組，中度都市化市鎮的死亡率約為高度都市化市鎮死亡率的 1.1 倍，一般鄉鎮、新興市鎮約為其死亡率的 1.2 倍，高齡化市鎮約為其的 1.3 倍，農業市鎮約為其的 1.4 至 1.5 倍，偏遠鄉鎮約為其 1.8 倍。

綜合以上所述，七種不同發展程度的鄉鎮市區間，各年死亡率與變遷速度依然有著明顯的差距，偏遠鄉鎮、農業市鎮、高齡化市鎮的死亡率居高，且農業市鎮、高齡化市鎮的死亡率下降速率最慢，是值得社會關注的。

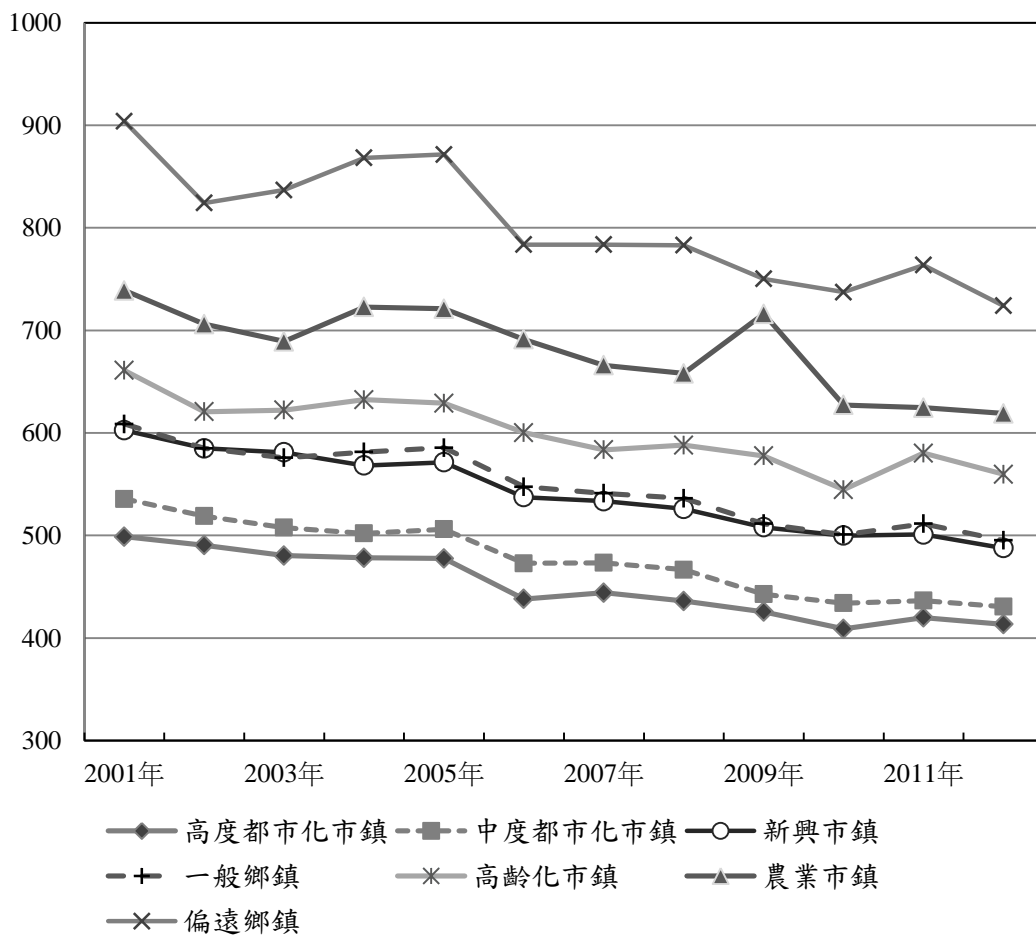


圖 10 不同發展程度鄉鎮死亡率變遷

第四節 空間資料剖繪



本小節以 GIS 工具繪製地圖以探討空間差異性，希望透過地圖初探死亡率與環境脈絡因素的空間型態。

一、死亡率

圖 11 為研究期間標準化死亡率地圖，由圖可見，全臺 2001 年至 2012 年的死亡率均呈現下降的趨勢，與上一節的時間趨勢分析結果雷同。然而，宜蘭縣、花蓮縣、臺東縣、新竹縣與高雄縣的山地鄉鎮為各年死亡率較高之地區，西部平原的都會區則相對為各年死亡率較低的地區。

歷年
標準化死亡率

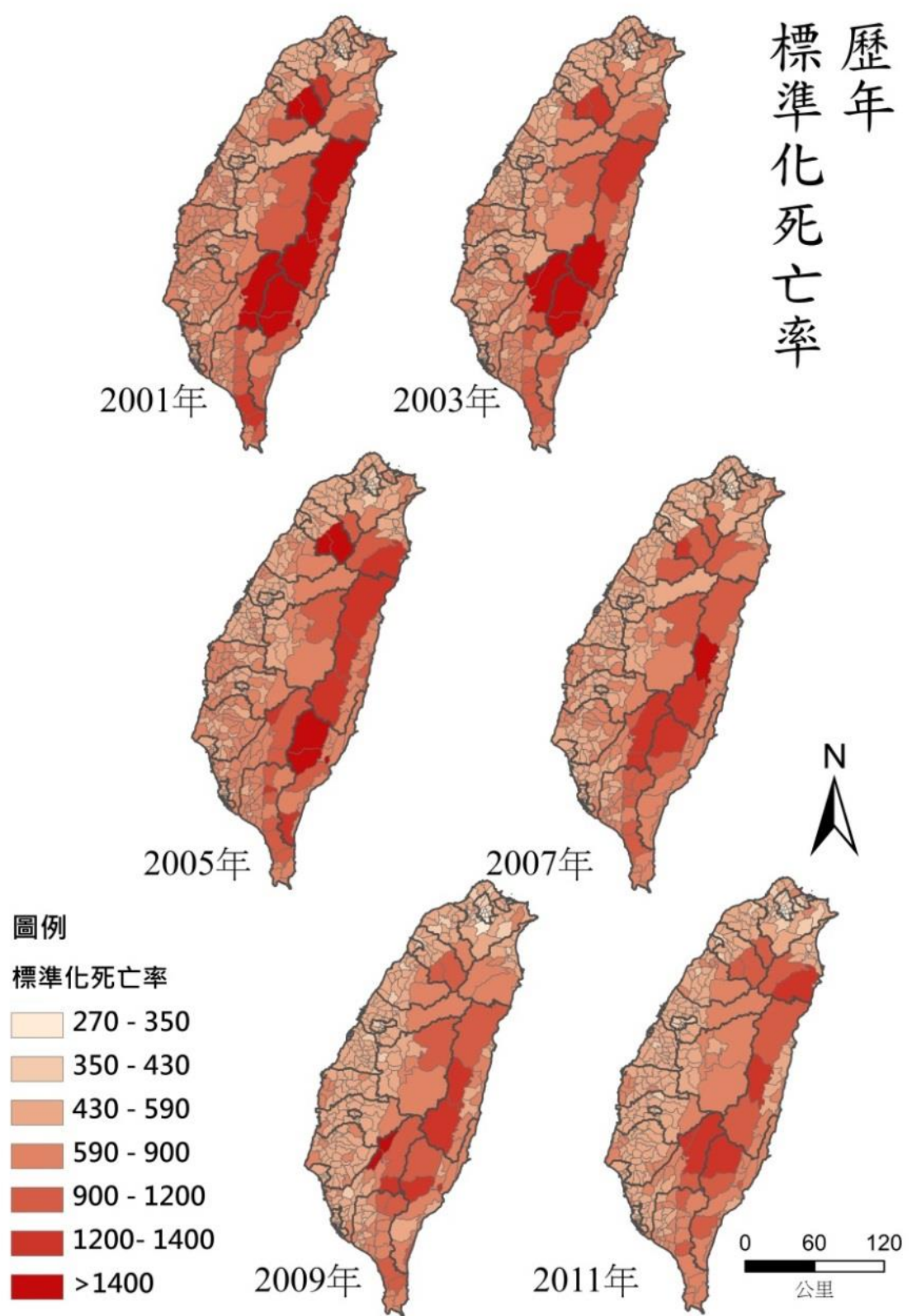


圖 11 歷年標準化死亡率地圖



二、環境脈絡因素

(一) 空氣汙染地圖

圖 12 為使用 Kriging 法推估的 PM_{10} 濃度圖，此張圖的空間單位為網格，每個網格上皆有特定的 PM_{10} 濃度值，為讓每個鄉鎮都有其所屬之 PM_{10} 濃度，本研究以各鄉鎮的人口重心上之 PM_{10} 濃度作為該鄉鎮之空氣汙染數值，即完成圖 13。

如圖 13 所呈現，北北基、宜花東與桃園、新竹等地區空氣品質較為良好，而西部平原及南投縣多數區域的空氣品質並不佳，特別是埔里盆地周圍的鄉鎮，以及高屏地區的鄉鎮。埔里盆地附近的空氣品質不佳，可能因其盆地地形導致汙染物逸散不易，而高屏地區鄉鎮的空氣汙染問題也許與高雄地區的工業發展有關。

值得注意的是，依據現行空氣汙染防制法的空氣品質標準， PM_{10} 濃度標準值為年平均值為 $65\mu g/m^3$ ，而圖 13 中的橘色與紅色區域顯然已超過標準值，包含南投山區、西部苗栗以南的平原地帶，而近山區域的懸浮微粒 PM_{10} 濃度高於沿海鄉鎮，雙北地區、桃園新竹，及東部地區是空氣品質較好的區域。

(二) 用水品質

圖 14 為 2001 年全臺各鄉鎮自來水普及率分布圖，當年的自來水普及率有著明顯的山地 / 平地差異，由圖可知，在臺北都會區、中部平原與嘉南平原、臺南與高雄都會區的自來水普及率較高，而山地鄉鎮的自來水普及率較低，這也反映了自來水供應可能有地形的障礙需要克服。

(三) 剝奪指數

圖 15 呈現臺灣的剝奪指數，而剝奪指數由收入中位數、農業人口比例與低教育人口比例建構而成，反映了貧窮現象的空間分布。由圖可見，位居山地的鄉鎮相較比較貧窮，特別是新竹縣、苗栗縣、宜蘭縣、南投縣、花蓮縣、臺東縣、臺南縣、高雄縣、屏東縣等縣區的山區鄉鎮。值得注意的是，彰化、雲林的沿海鄉鎮如芳苑鄉、大城鄉、竹塘鄉；雲林縣的台西鄉、四湖鄉、口湖鄉等鄉鎮，也

是剝奪指數較高的地區，這些鄉鎮可說是臺灣資源最為貧瘠，生活機會最為剝奪之地，由於剝奪指數反映了臺灣鄉鎮市區的貧窮程度，故本研究也將剝奪指數稱為「貧窮指數」，圖 15 可以說是一張「貧窮地圖」。

(四) 壓力指數

圖 16 為 2001 年之壓力指數地圖，壓力指數由離婚人口、無業人口及遷移人口比例建構而成，反映一地的社會整合程度以及相對應的壓力程度。如圖所示，東部地區的壓力指數較高，特別是宜蘭縣南澳鄉，花蓮縣秀林鄉、卓溪鄉，臺東縣卑南鄉、達仁鄉等，且臺北縣烏來鄉、桃園復興鄉、新竹縣五峰鄉等鄉鎮也是壓力指數較高的鄉鎮，這些鄉鎮全為原住民山地鄉，這是否反映原住民族人口比例較高的鄉鎮，其社會整合程度較低，生活壓力較大？值得進一步探究。

然而，都會區並非生活壓力較小的區域，反而是彰化縣、雲林縣、臺南縣的鄉間市鎮壓力指數低於平均值一個標準差以上，這些地區相對的應為社會整合程度較高的鄉鎮。由於壓力指數反映了生活壓力，故本研究也將壓力指數稱為「痛苦指數」，圖 16 可說是一張「痛苦地圖」。

(五) 醫療指數

圖 17 是臺灣 2001 年醫療指數地圖，醫療指數由每萬人醫事人員數、每萬人病床數所構成，反映一地的醫療資源豐缺程度。由圖可見，都市地區如臺北市、新竹市、臺中市、嘉義市、高雄市皆為醫療資源豐沛之地。然而，山地鄉鎮並非是醫療資源最貧瘠之地，相對的，西部的山麓及平地鄉村市鎮才是醫療較為缺乏的地方，如新竹縣、苗栗縣的丘陵地帶，彰化縣、雲林縣的鄉村地區，臺南近山鄉鎮等。這些鄉鎮位居國土發展的核心與邊陲之間，在醫療資源的挹注決策上反而成為容易被忽略的地帶，但也可能是因為西部山麓與平地鄉村市鎮的居民前往醫療資源較為豐沛的鄰鄉就醫的緣故。由於醫療指數反映了醫療資源的豐缺，所以本研究也將醫療指數稱為「救命指數」，圖 17 可謂是一張「救命地圖」。

懸浮微粒PM10濃度
(Kriging Method)

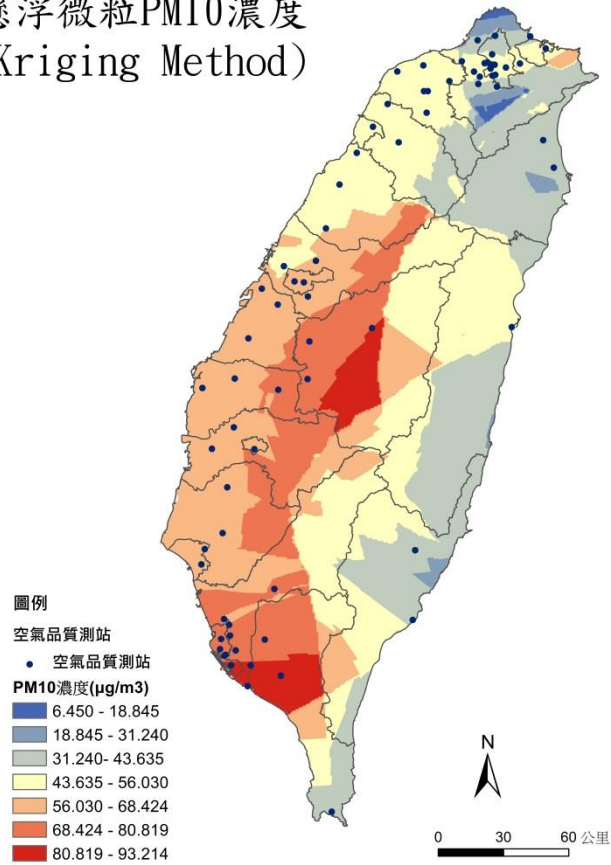


圖 12 懸浮微粒 PM₁₀ 濃度(Kriging 法)

懸浮微粒PM10濃度
(2000-2002)

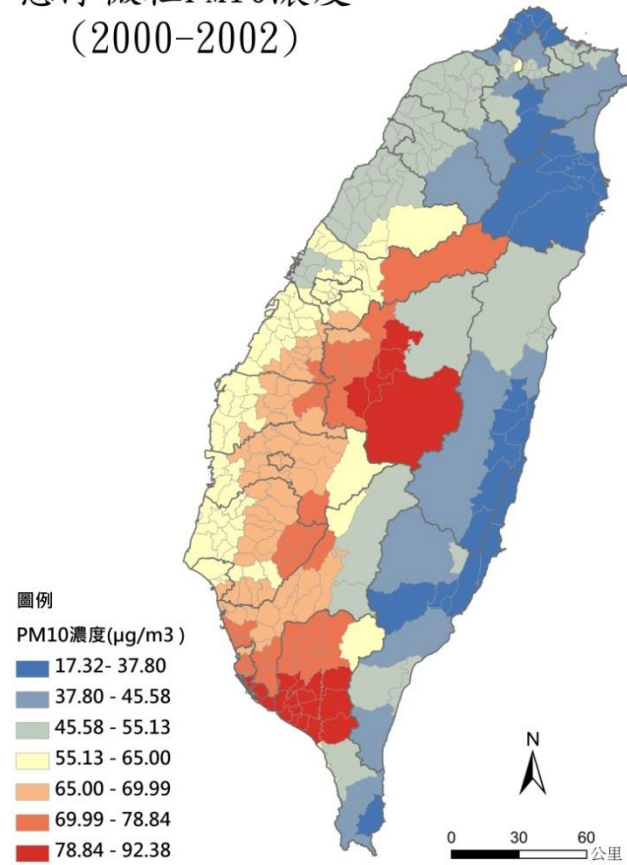


圖 13 空氣污染地圖



自來水普及率

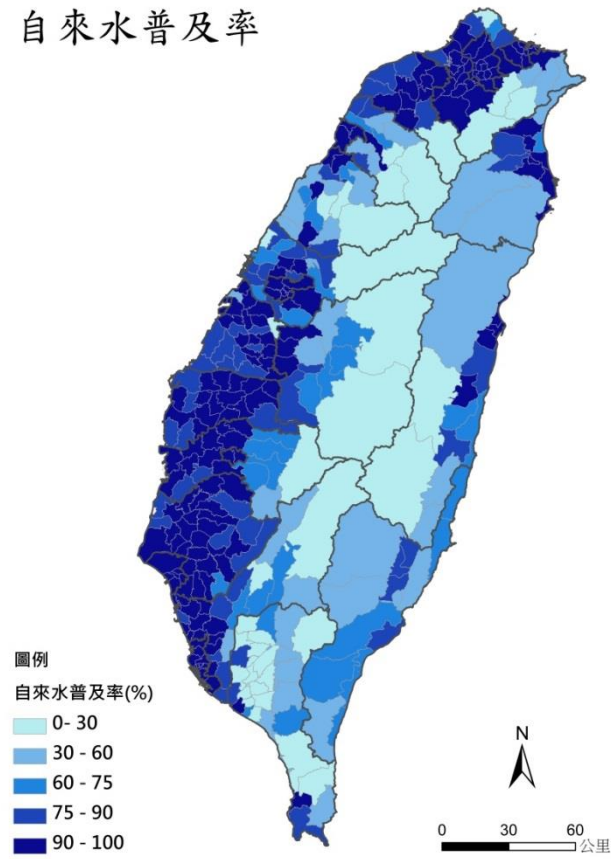


圖 14 用水品質地圖

剝奪指數

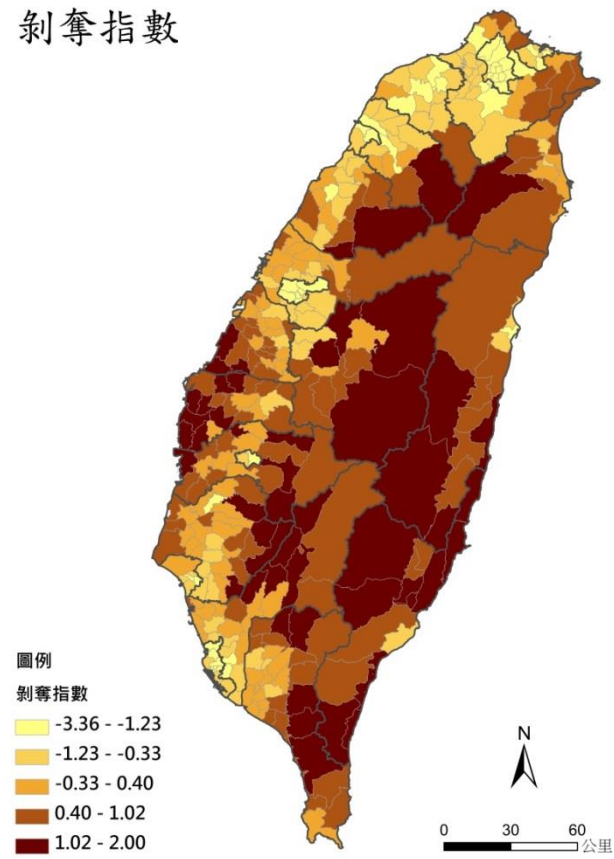


圖 15 剝奪指數地圖





壓力指數

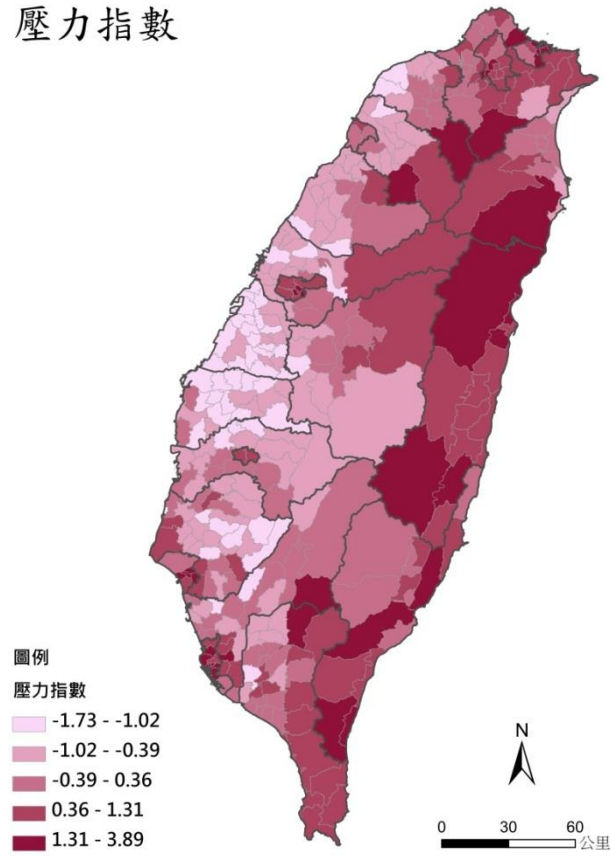


圖 16 壓力指數地圖

醫療指數

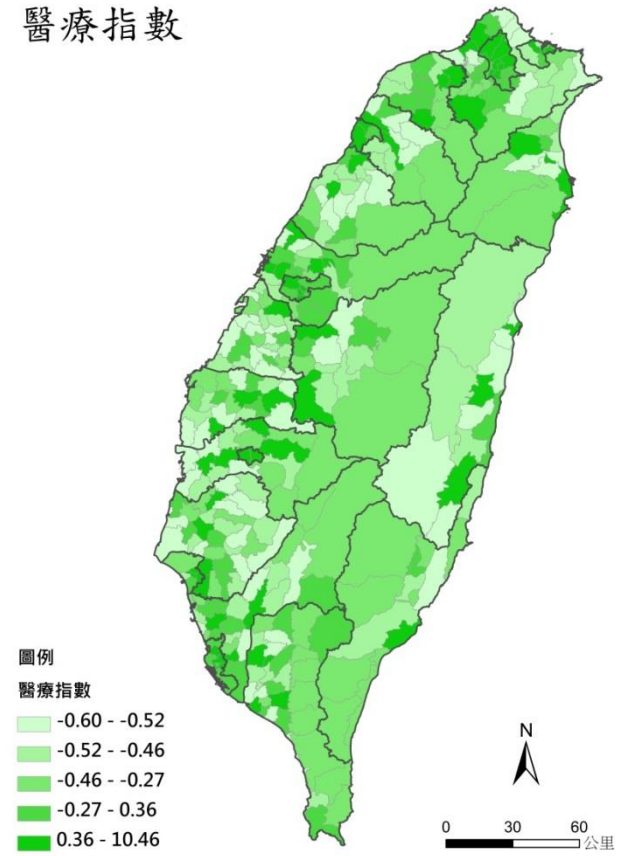


圖 17 醫療指數地圖

第五章 實證分析

目前為止，本研究已進行變項的蒐集、轉換，以及資料的敘述統計分析、相關分析與共線性診斷，並討論了變項的時間趨勢及空間分布型態，對於資料的分布型態已有初步的瞭解。並且，完成文獻探討與檢核變項間關係後，本章檢驗第三章所設計的模式，採線性成長模式進行分析，以驗證研究假設。

第一節 模式分析

由於第三章設計的模式一共有 6 個，分別為 M1 至 M6 模式，接下來依照 M1 至 M6 的順序進行分析，並討論分析結果。

一、M1 模式 (Null Model)

空模式 M1 為不置入任何自變項的模式，目的在於作為與後續模型比較的基礎，並獲得起始值的截距，據以得知樣本的平均截距，相關統計量可見表 23。由表可知， β_{00} 為全體樣本的平均截距，其值是 2.7572 ($t_{(348)}=515.737, p < .001$)，代表未置入任何變項前，12 年間 349 個鄉鎮共 4188 個觀察值的死亡率平均值的 log 值 (以 10 為底) 為 2.7572。

接著看變異數結構，層次 1 的鄉鎮內變異量 σ^2 為 2.311 E-3，層次 2 鄉鎮間異數量 τ_{00} 為 9.782 E-3 ($\chi^2_{(348)}=18074.414, p < .001$)，總變異量為 2.311 E-3 + 9.782 E-3 = 12.093 E-3，鄉鎮間差異可解釋總變異量為 $(9.782 \text{ E-3} / 12.093 \text{ E-3}) * 100 = 80.89\%$ ，且因為 τ_{00} 為顯著與 0 有異，故能得知死亡率的起始值具有顯著的鄉鎮間差異。

二、M2 模式

接著將時間變項置入第一層次中，來看時間趨勢能否解釋死亡率差異。由表 23 得知， β_{00} 為 2.8005 ($t_{(348)}=527.779, p < .001$)，代表在鄉鎮內置入變項後，研究初年的鄉鎮死亡率平均數是 2.8005； β_{10} 是死亡率變遷率，其值為 -0.0079 ($t_{(348)}=$

-42.967, $p < .001$), 代表死亡率隨時間遞減, 且起點值與變遷率的變異數成分均為顯著, 這意味著後續可置入自變項來檢驗。

在變異數組成方面, 層次 1 的鄉鎮內變異量 σ^2 為 1.485E-3, 層次 2 起點值變異量 τ_{00} 為 9.389E-3 ($\chi^2_{(348)}=7833.280$, $p < .001$); 變遷率變異量 τ_{11} 為 1.370E-6 ($\chi^2_{(348)}=395.225$, $p=.041$), 顯示變遷率具有顯著的空間差異。

比較 M1 與 M2, 可藉由層次 1 殘差 σ^2 的改變量來計算時間所解釋的變異量, 為 $[(2.311E-3 - 1.485E-3) / 2.311E-3] * 100 = 35.74\%$, 顯示時間變項解釋了層次 1 變異量的 35.74%, 本研究在層次 1 並無再放入其他變項, 未來研究可以考慮在層次 1 置入其他隨時間變動的因素。

三、M3 模式

M3 模式於層次 2 置入環境脈絡因素自變項與隨機項。從表 23 可知, β_{00} 為 2.8005 ($t_{(343)}=868.690$, $p < .001$)。剝奪指數 ($t_{(343)}= 21.704$, $p < .001$)、壓力指數 ($t_{(343)}= 11.1924$, $p < .001$) 與初始年死亡率有正向關係, 代表在其他變數不變的條件下, 鄉鎮的剝奪指數每增加一個標準差, 則 2001 年的死亡率會增加 0.0741; 鄉鎮的壓力指數每增加一個標準差, 2001 年的死亡率也會增加 0.0389。相反地, 用水品質則是與初始年的死亡率有負向關係 ($t_{(343)}= -4.601$, $p < .001$), 若自來水普及率每增加一個標準差, 2001 年死亡率會下降 0.0195。因為所有自變項的型態皆為標準化的 Z 值, 因此各自變項的估計係數可以相互比較。相較之下, 剝奪指數與死亡率的關係較強, 壓力指數居中, 而用水品質最弱。在此模式中, 空氣汙染與醫療指數與死亡率的起點值無顯著關係。

β_{10} 是平均變遷率, 數值為 -0.0079, 代表死亡率隨時間下降, 且變遷率為 -0.0079, 因為 M3 模式並未於層次 1 斜率項置入任何層次 2 解釋變數的緣故, 故與 M1 模式的 β_{10} 一致。

接著分析變異數成分。M3 模式的層次 1 殘差項是 1.485E-3, 與 M2 的 σ^2 一致, 這是因為 M2 與 M3 的層次 1 模式相同的緣故。而於層次 2 置入地理環境因

素以後，M2 與 M3 的 τ_{00} 由 9.389E-3 降低至 3.188E-3，變異數變動量為 $[(9.389 \text{ E-}3 - 3.188\text{E-}3) / 9.389 \text{ E-}3] * 100\% = 66.05\%$ ，這說明了用水品質、剝奪指數、壓力指數可以解釋研究初始年變異量的 66.05%。



四、M4 模式

M4 模式在層次 2 置入了自變數來解釋死亡率的變遷率。由表 23 可知，剝奪指數 ($t_{(343)} = 18.896, p < .001$)、壓力指數 ($t_{(343)} = 9.708, p < .001$) 與初始年死亡率有正向關係，代表在其他變數不變的情形下，鄉鎮的剝奪指數每增加一個標準差，則 2001 年的死亡率會增加 0.0705；鄉鎮的壓力指數每增加一個標準差，2001 年的死亡率會增加 0.0377。相反地，用水品質則是與初始年的死亡率有負向關係 ($t_{(343)} = -3.383, p < .001$)，若自來水普及率每增加一個標準差，2001 年死亡率會下降 0.0178。相較之下，剝奪指數與死亡率的關係較強，壓力指數居中，而用水品質最弱。在 M4 模式中，空氣污染與醫療指數與死亡率的起點值無顯著關係，由上述討論可知，關於死亡率起點值的解釋，M4 模式的結果與 M3 模式雷同。

在變遷率部分，由表可知，M4 模型的 β_{10} 數值依然為-0.0079，而剝奪指數係數 β_{13} 為顯著 ($t_{(343)} = 2.302, p = .022$)，表示剝奪指數與死亡率變遷率有顯著的正向關係，剝奪指數每增加一個標準差，則死亡率的變遷率也會增加 0.0005，這意味著，儘管全體鄉鎮的死亡率呈現逐年遞減的樣態，但是初始年剝奪指數較高的鄉鎮，其死亡率下降的速度卻會被削減，值得關注。

接下來討論 M4 模式的變異數結構。M4 模式的層次 1 殘差項是 1.485E-3，與 M3 的 σ^2 無異。於層次 2 置入地理環境因素以後，M3 與 M4 的 τ_{11} 由 1.370E-6 轉變為 0.66E-6，變遷率變異量為 $[(1.370\text{E-}6 - 0.66\text{E-}6) / 1.370\text{E-}6] * 100\% = 51.82\%$ ，這說明了剝奪指數可以解釋 51.82% 的死亡率變遷率變異量。

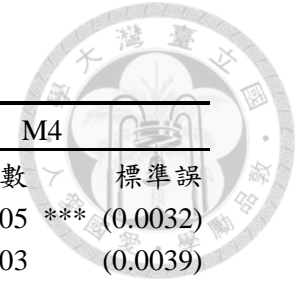
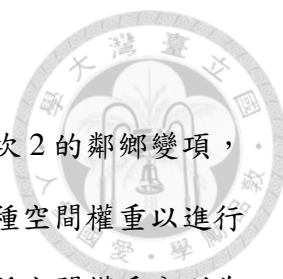


表 23 M1-M4 模型統計量

			M1		M2		M3		M4	
固定效果			係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
起點值	截距	β_{00}	2.7572 ***	(0.0054)	2.8005 ***	(0.0053)	2.8005 ***	(0.0032)	2.8005 ***	(0.0032)
	空氣汙染	β_{01}					0.0023	(0.0037)	0.0003	(0.0039)
	用水品質	β_{02}					-0.0195 ***	(0.0042)	-0.0178 ***	(0.0046)
	剝奪指數	β_{03}					0.0741 ***	(0.0034)	0.0705 ***	(0.0037)
	壓力指數	β_{04}					0.0389 ***	(0.0035)	0.0377 ***	(0.0039)
	醫療指數	β_{05}					-0.0015	(0.0021)	0.0003	(0.0033)
變遷率	截距	β_{10}			-0.0079 ***	(0.0002)	-0.0079 ***	(0.0002)	-0.0079 ***	(0.0002)
	空氣汙染	β_{11}							0.0003	(0.0002)
	用水品質	β_{12}							-0.0002	(0.0003)
	剝奪指數	β_{13}							0.0005 **	(0.0002)
	壓力指數	β_{14}							0.0002	(0.0002)
	醫療指數	β_{15}							-0.0003	(0.0003)
隨機效果			變異數成分	S.D.	變異數成分	S.D.	變異數成分	S.D.	變異數成分	S.D.
層 1	鄉鎮內	σ^2	2.311E-3	(0.0481)	1.485E-3	(0.0385)	1.485E-3	(0.0385)	1.485E-3	(0.0385)
層 2	鄉鎮間截距	τ_{00}	9.782E-3 ***	(0.0989)	9.389E-3 ***	(0.0969)	3.188E-3 ***	(0.0565)	3.157E-3 ***	(0.0562)
	鄉鎮間斜率	τ_{11}			1.370E-6 *	(0.0012)	1.370E-6 *	(0.0012)	0.660E-6	(0.0008)
		$\gamma\tau_{00}\tau_{11}$			0.336		-0.346		-0.395	
估計參數個數			3		6		11		16	
Deviance			-12158.525		-13820.240		-14223.832		-14245.495	

*** 表示達 $\alpha=0.001$ 顯著水準；** 表示達 $\alpha=0.01$ 顯著水準；* 表示達 $\alpha=0.05$ 顯著水準（雙尾檢定）



五、M5 模式

M5 模式是在 M4 既有的基礎下，於層次 1 的截距項放入層次 2 的鄰鄉變項，來看鄰鄉變項是否與起始年死亡率有關。由於本研究設計了三種空間權重以進行敏感度分析，因此在表 24 中有三種不同的參數估計結果，三種空間權重分別為 Queen 一階、最近鄰 K=10，以及門檻距離 22 公里，稱為 M5Q1、M5K10、M5D22 模式。

比較表 24 中三種不同空間權重的次模式，發現三種次模式的差異並不大。三個次模式中，層次 1 截距項 β_{00} 、斜率項 β_{10} 的係數值相仿，方向相同且皆為顯著，與 M4 模型一致。在本鄉變項方面，三種模式中剝奪指數、壓力指數與死亡率起點值皆有正向關係，剝奪指數與死亡率變遷率皆有負向關係，與 M4 模型吻合，但是在 M4 模型中用水品質與死亡率是具顯著負向關係的，卻在 M5 的三個次模式中皆為不顯著了。

在鄰鄉變項方面，M5 的三種次模式中鄰鄉剝奪指數皆與死亡率起點值有正向關係，這意味著不僅本鄉剝奪指數與死亡率有正相關，鄰鄉的剝奪指數也與本鄉的死亡率具有顯著正向關係。換言之，數個剝奪指數高的相鄰鄉鎮群體，代表不僅本鄉貧窮，鄰鄉也貧窮，這暗喻著區域性的經濟凋敝，生活機會貧瘠，致使居民貧窮，難以對抗不利的環境脈絡，故死亡率較高。

M5 的三種次模式中有些微的差異。首先，在 M5Q1 中，鄰鄉空氣汙染與本鄉死亡率具有正向關係，但是在 M5K10 與 M5D22 模式中卻沒有。這說明在鄰鄉 1 階的空間尺度下，鄰鄉懸浮微粒 PM₁₀ 的濃度與本鄉的死亡率有正相關，在其他變項不變的前提下，若鄰鄉的 PM₁₀ 濃度每提升一個標準差，則本鄉死亡率會上升 0.0355。但是，本鄉的空氣汙染並無顯著影響本鄉的死亡率，本研究認為，這可能是因為以鄉鎮來探討空氣汙染對鄉鎮死亡率影響的空間單元，其空間尺度太小，反應不出實質的影響，因懸浮微粒具流動性質，測得鄉鎮懸浮微粒濃度平均值高，並不代表當地時常籠罩在懸浮微粒的陰霾中，但若是以稍大的空間尺度作

為空間關係定義，鄰鄉懸浮微粒 PM_{10} 濃度平均數值高，代表該鄉鎮的周遭地區整體懸浮微粒高，因而與該鄉的死亡率有關。然而，只有 Queen 法一階作為空氣污染的測量空間尺度，較能反映空氣污染與死亡率的關係，其平均鄰鄉個數為 5.5 個；而以最近鄰 K10 法而言，每個鄉鎮的鄰鄉個數為 10 個；門檻距離 D22 的平均鄰鄉個數則為 20.5 個，K10 法及 D22 法涵蓋的空間範圍太大，可能較無法反映出空氣污染的空間差異。

在用水品質層面，鄰鄉用水品質與死亡率起點值的關係在 M5K10 與 M5D22 模型中是顯著負向的，因為 K10 法與 D22 法所含納的鄰鄉鄉鎮個數較多，在這兩種空間尺度下，對照圖 14 的用水普及率地圖，若鄰鄉平均自來水普及率較高，顯示該鄉鎮應座落於都會區或平原地帶；若鄰鄉平均自來水普及率較低，該鄉鎮應位於鄉村或山地地帶，而因為都會與鄉村、平地與山地具有較明顯的死亡率差異，故以 K10 法與 D22 較能反映區域性的死亡率差異。

鄰鄉壓力指數與死亡率起點值的關係，在 M5D22 模式中呈現正相關，推測其原因為鄰鄉的高壓力指數暗示著整體區域性的高失業率、高離婚率、高遷移率，而壓力指數高的區域，如圖 16 所示，可能是東部區域或中部山區，反映著區域性生活壓力的高漲。換言之，除了鄉鎮本身的壓力指數與死亡率有正相關外，由該鄉附近多個鄉鎮所集結的廣大區域性之壓力源也是影響鄉鎮死亡率起點值的因素。

由上述討論可知，鄉鎮死亡率的相關因素不只與該鄉鎮地理環境因素有關，也與較高層次的區域性因素有關，環境脈絡因素與死亡率的關係表現在不同尺度的空間結構上。

在變遷率部分，與 M4 模式相同，剝奪指數與死亡率變遷率具有顯著的正向關係，且三種次模式的係數值差異不大。換言之，當一地的剝奪指數愈高，會削減原本死亡率隨時間遞減的速率。

接著討論變異數結構，M5Q1 模式裡 τ_{00} 是 2.786 E-3，M5K10 模式中 τ_{00} 是 2.755 E-3，在 M5D22 模式中 τ_{00} 為 2.666 E-3，三者相差不大，但是隨著鄰鄉定義的空間範圍擴大， τ_{00} 能被解釋的變異量愈高。M4 模式中 τ_{00} 為 3.157 E-3，由於 M4 與 M5 模式具有巢套關係，故鄰鄉變項可以解釋鄉鎮間起點值變異的比例分別為，M5Q1 模式中為 $[(3.157 \text{ E-3}-2.786 \text{ E-3}) / 3.157 \text{ E-3} * 100] = 11.75 \%$ ，M5 K10 模式中為 $[(3.157 \text{ E-3}-2.755 \text{ E-3}) / 3.157 \text{ E} * 100] = 12.73\%$ ，在 M5D22 模式中為 $[(3.157 \text{ E-3}-2.666 \text{ E-3}) / 3.157 \text{ E-3}] * 100 = 15.52\%$ 。由此可知，以門檻距離 22 公里內所涵括的鄉鎮作為鄰鄉定義的空間單元，其空間鄰近效應能解釋死亡率起點值較高比例的變異量。

由上述討論可知，無論是顯著性或是影響方向，各變項在 M5 模式的表現大同小異，本研究所認定的三種空間權重分析結果應為穩健。

表 24 M5 三種次模式之統計量

		M5Q1		M5K10		M5D22	
		係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
固定 效果	起點	β_{00}	2.8000*** (0.0031)	2.8038*** (0.0032)		2.8036*** (0.0031)	
	值						
	空氣汙染	β_{01}	-0.0294 (0.0154)	-0.0136 (0.0112)	-0.0142 (0.0112)		
	用水品質	β_{02}	-0.0091 (0.0058)	-0.0105 (0.0061)	-0.0044 (0.0052)		
	剝奪指數	β_{03}	0.0511*** (0.0056)	0.0497*** (0.0057)	0.0554*** (0.0055)		
	壓力指數	β_{04}	0.0290*** (0.0076)	0.0284*** (0.0069)	0.0238*** (0.0057)		
	醫療指數	β_{05}	-0.0028 (0.0037)	-0.0027 (0.0041)	-0.0020 (0.0034)		
	鄰鄉空氣汙染	β_{06}	0.0355* (0.0161)	0.0164 (0.0126)	0.0137 (0.0122)		
	鄰鄉用水品質	β_{07}	-0.0113 (0.0065)	-0.0143* (0.0069)	-0.0291** (0.0093)		
	鄰鄉剝奪指數	β_{08}	0.0221** (0.0069)	0.0280** (0.0082)	0.0271** (0.0081)		
	鄰鄉壓力指數	β_{09}	0.0171 (0.0089)	0.0153 (0.0093)	0.0185* (0.0081)		
鄰鄉醫療指數	β_{10}	-0.0134 (0.0072)	-0.0047 (0.0098)	0.0182 (0.0128)			
變遷 率	截距	β_{10}	-0.0079*** (0.0002)	-0.0079*** (0.0002)		-0.0079*** (0.0002)	
	空氣汙染	β_{11}	0.0003 0.0002	0.0003 (0.0002)	0.0003 (0.0002)		
	用水品質	β_{12}	-0.0002 0.0003	-0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)		
	剝奪指數	β_{13}	0.0005* 0.0002	0.0005* (0.0002)	0.0005* (0.0002)		
	壓力指數	β_{14}	0.0002 0.0002	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)		
	醫療指數	β_{15}	-0.0003 0.0003	-0.0003 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)		
隨機 效果		變異數	S.D.	變異數	S.D.	變異數	S.D.
		成分		成分		成分	
	層 1 鄉鎮內	σ^2	1.485E-3 (0.0385)	1.485E-3 (0.0385)	1.485E-3 (0.0385)		
層 2	鄉鎮間截距	τ_{00}	2.786E-3*** (0.0528)	2.755E-3*** (0.0525)	2.666E-3*** (0.0516)		
	鄉鎮間斜率	τ_{11}	0.660E-6 0.0008	0.660E-6 (0.0008)	0.660E-6 (0.0008)		
	$\gamma\tau_{00}\tau_{11}$		-0.324	-0.351		-0.362	
估計參數個數			21	21		21	
Deviance			-14283.136	-14288.872		-14301.005	

*** 表示達 $\alpha=0.001$ 顯著水準；** 表示達 $\alpha=0.01$ 顯著水準；

* 表示達 $\alpha=0.05$ 顯著水準(雙尾檢定)



六、M6 模式

將 M5 模式延伸至 M6，也就是在層次 1 的斜率項置入環境脈絡因素來解釋死亡率的變遷率，且與 M5 一樣，M6 分為 M6Q1、M6K10、M6D22 三個次模式，分析結果如表 24。與 M5 模式相仿，死亡率起點值的影響因素有剝奪指數(+)、壓力指數(+)、鄰鄉剝奪指數(+)，且一樣在 Q1 的空間尺度下，鄰鄉空氣汙染與本鄉死亡率起點值有正相關，在 D22 的空間尺度下，鄰鄉用水品質與本鄉死亡率起點值為負相關。

若特別將 D22 模式單獨評估，會發現醫療資源與死亡率具有相當微妙的關係。本鄉醫療資源與本鄉死亡率的起點值與變動率並無顯著關係，而鄰鄉醫療指數平均值卻與本鄉死亡率有著顯著關係，這代表著以鄉鎮市區作為空間尺度去討論醫療資源與死亡率的關係是不合適的，臺灣的醫療資源差異可能表現在區域之間，而非鄉鎮之間，這也暗示著臺灣民眾跨鄉鎮就醫的特性。

那麼，鄰鄉醫療資源與本鄉死亡率的關係為何？相當微妙地，鄰鄉醫療指數與本鄉死亡率起點值有正相關，顯示當鄰鄉醫療指數平均值愈高，本鄉死亡率愈高；而鄰鄉醫療指數與本鄉死亡率變動率卻具有負向關係，顯示當鄰鄉醫療指數平均值愈高，可以加速本鄉死亡率的下降幅度。

臺灣死亡率較高的區域為東部區域與南部區域，但這些區域的醫療資源並非相對貧乏。如表 25 所示，東部區域平均每萬人可擁有 45.11 張病床，為四大區域中最高；而南部區域平均每萬人可擁有醫事人員數 45.35 人，為四大區域中次高，顯示東部與南部區域的醫療資源並非完全匱乏，但如圖 9 所示，這兩個區域的死亡率歷年皆為最高。這應反映出 M6D22 模式的分析結果——醫療指數高的地區，死亡率起點值未必較低。反觀 M6Q1、M6K10，因為其所涵括的鄉鎮個數較少，較難以反應出醫療資源的區域差異，所以只有在 M6D22 模式中呈現出醫療資源與死亡率變遷率的關係。簡言之，M5D22 反映了國人跨鄉就醫的現象，雖然投注醫療資源於某鄉鎮不見得能有效降低該鄉鎮的死亡率，但長期而言，卻可

能讓鄰近鄉鎮死亡率的下降速率增快，雖然投注各鄉鎮醫療資源也許效益有限，但若提升區域性醫療資源的可及性，讓偏鄉的居民能有方便的就醫管道，長期而言，是降低死亡率的可行措施。



表 25 臺灣四大區域醫療資源比較

區域	每萬人病床數	每萬人醫事人員數	醫療指數
北部	44.52	49.89	0.09
中部	29.85	37.32	-0.12
南部	42.45	45.35	0.04
東部	45.11	34.48	-0.03

總言之，M6 的三個次模式中，在死亡率起點值部分，截距、剝奪指數、壓力指數、鄰鄉剝奪指數在三個次模式中皆為顯著；在死亡率變遷率的部分，截距、剝奪指數在三個次模式中皆為顯著，只有若干變項在個別次模式裡的顯著關係不一致。這代表著本研究所設計的三種空間權重，其分析結果相似，自變項與依變項的關係尚為穩健。

表 26 M6 三個次模型之統計量

		M6Q1		M6K10		M6D22	
		係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
固定							
效果							
起始	截距	β_{00}	2.8000 *** (0.0031)	2.8040 *** (0.0033)		2.8033 *** (0.0032)	
值							
	空氣汙染	β_{01}	-0.0338 * (0.0155)	-0.0143 (0.0124)		-0.0169 (0.0113)	
	用水品質	β_{02}	-0.0096 (0.0062)	-0.0118 (0.0064)		-0.0057 (0.0052)	
	剝奪指數	β_{03}	0.0485 *** (0.0061)	0.0473 *** (0.0062)		0.0538 *** (0.0058)	
	壓力指數	β_{04}	0.0283 ** (0.0080)	0.0272 *** (0.0072)		0.0218 ** (0.0060)	
	醫療指數	β_{05}	-0.0029 (0.0038)	-0.0028 (0.0042)		-0.0018 (0.0034)	
	鄰鄉空氣汙染	β_{06}	0.0405 * (0.0162)	0.0171 (0.0141)		0.0173 (0.0123)	
	鄰鄉用水品質	β_{07}	-0.0100 (0.0071)	-0.0116 (0.0072)		-0.0245 ** (0.0095)	
	鄰鄉剝奪指數	β_{08}	0.0264 ** (0.0076)	0.0331 ** (0.0092)		0.0321 *** (0.0085)	
	鄰鄉壓力指數	β_{09}	0.0183 (0.0095)	0.0172 (0.0100)		0.0227 * (0.0090)	
	鄰鄉醫療指數	β_{010}	-0.0118 (0.0083)	-0.0016 (0.0104)		0.0253 ** (0.0127)	
變遷	截距	β_{10}	-0.0079 *** (0.0002)	-0.0079 *** (0.0002)		-0.0078 *** (0.0002)	
率							
	空氣汙染	β_{11}	0.0010 (0.0009)	0.0004 (0.0008)		0.0007 (0.0006)	
	用水品質	β_{12}	-0.0002 (0.0004)	-0.0000 (0.0004)		-0.0000 (0.0003)	
	剝奪指數	β_{13}	0.0009 ** (0.0003)	0.0009 ** (0.0003)		0.0008 * (0.0003)	
	壓力指數	β_{14}	0.0003 (0.0004)	0.0004 (0.0003)		0.0005 (0.0003)	
	醫療指數	β_{15}	-0.0002 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)		-0.0003 (0.0003)	
	鄰鄉空氣汙染	β_{16}	-0.0008 (0.0010)	-0.0001 (0.0008)		-0.0006 (0.0006)	
	鄰鄉用水品質	β_{17}	-0.0002 (0.0005)	-0.0004 (0.0005)		-0.0007 (0.0005)	
	鄰鄉剝奪指數	β_{18}	-0.0007 (0.0005)	-0.0008 (0.0005)		-0.0008 (0.0005)	
	鄰鄉醫療指數	β_{19}	-0.0002 (0.0005)	-0.0003 (0.0005)		-0.0006 (0.0005)	
	鄰鄉醫療指數	β_{110}	-0.0002 (0.0005)	-0.0005 (0.0006)		-0.0011 * (0.0005)	
隨機		變異數成	S.D.	變異數	S.D.	變異數	S.D.
效果		分		成分		成分	
層 1	鄉鎮內	σ^2	1.485E-3 (0.0385)	1.485E-3 (0.0385)		1.485E-3 (0.0385)	
層 2	鄉鎮間截距	τ_{00}	2.783E-3 *** (0.0528)	2.752E-3 *** (0.0525)		2.655E-3 *** (0.0515)	
	鄉鎮間斜率	τ_{11}	0.550E-6 (0.0008)	0.550E-6 (0.0008)		0.330E-6 (0.0006)	
	$\gamma\tau_{00}\tau_{11}$		-0.339	-0.369		-0.450	
估計	參數個數		26	26		26	
Deviance			-14286.753	-14292.362		-14311.717	

*** 表示達 $\alpha=0.001$ 顯著水準；** 表示達 $\alpha=0.01$ 顯著水準；

* 表示達 $\alpha=0.05$ 顯著水準 (雙尾檢定)

第二節 模式比較



一、適配度比較

由於本研究的模式間具有巢套關係，故採用偏離值 (Deviance) 來比較模型的適配程度。如表 27 的偏離值表，當估計的參數愈多，則偏離值愈小。然本研究關注鄰鄉變項與死亡率起點值和變遷率的關係，故 M6 模式較能反映本研究關心的議題。然而，M6 模式中，分別有 M6Q1、M6K10、M6D22 三個次模式，由表中看來，M6D22 的偏離值最小，此模型應為適配度較好的模型，故本研究在鄰近效應的探討以 M6D22 作為討論的基礎。

表 27 M1 至 M6 模式之偏離值 (Deviance)

模式	參數個數	Deviance	置入變數
M1	3	-12158.525	無
M2	6	-13820.240	時間變項
M3	11	-14223.832	本鄉變項：
M4	16	-14245.495	時間、空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數
M5Q1	21	-14283.136	本鄉變項：
M5K10	21	-14288.872	時間、空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數
M5D22	21	-14301.005	時間、空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數
M6Q1	26	-14286.753	鄰鄉變項：
M6K10	26	-14292.362	空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數
M6D22	26	-14311.717	空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數



二、起點值與變遷率的關係

透過層次 2 殘差項 γ_{0i} 與 γ_{1i} 的相關係數，可以評估死亡率起點值與變遷率的關係。若兩者的相關係數為正數，代表死亡率起點值愈高，變遷率越高；反之，若兩者的相關係數為負數，則意味著死亡率的起點值愈高，變遷率愈低。

本研究使用 M2 模式作為此部分討論的基礎，這是因為 M2 為只置入時間變項的未條件化成長模式 (unconditional growth model)，其殘差的相關係數代表未放入任何解釋變項的實際起點值與實際變遷率 (Singer and Willett 2003)。參考表 28，M2 起點值與變遷率的相關係數為 0.336，代表在無任何解釋因素的前提下，起點值與變動量呈現正相關，意即起點值愈高，死亡率變遷幅度愈大，但是由於死亡率為下降趨勢 (負值)，所以起點值愈高，下降的速率愈慢。

表 28 死亡率起點值與變動量相關係數

Model	M2	M3	M4	M5D22	M6D22
相關係數	0.336	-0.346	-0.395	-0.362	-0.450

由於 M2 方程式為式(3-8)，若求得層次 2 之殘差，則能得知哪些鄉鎮的死亡率起點值高於/低於平均截距，哪些鄉鎮的變動率高於/低於平均斜率，故本研究將 M2 模式的層次 2 殘差項，也就是隨機效果 γ_0 與 γ_1 繪製成地圖(圖 18)，由圖得知，若截距殘差項 γ_0 大於 0，代表 2001 年死亡率起點值高於全體鄉鎮截距平均值；若 γ_1 大於 0，則意味著死亡率於 12 年間變遷率高於全體鄉鎮斜率平均數，而由於全體鄉鎮死亡量變遷率皆為負值，故 γ_1 大於 0 者代表變遷速率較整體平均緩慢，而 γ_1 小於 0 者代表變遷速率較整體平均快速。

由圖 18 得知，臺灣本島山地鄉為死亡率起點較高 ($\gamma_0 > 0$)，但下降速率較慢 ($\gamma_1 > 0$)，而西部平原都市化程度較高的鄉鎮市區則是起點值較低 ($\gamma_0 < 0$)，下降速率較快 ($\gamma_1 < 0$)。可見，山地鄉不僅輸在起跑點，其死亡率的改善速率也較非山

地鄉緩慢，反映了臺灣死亡率在研究期間之起點值及變遷率的雙重不平等。

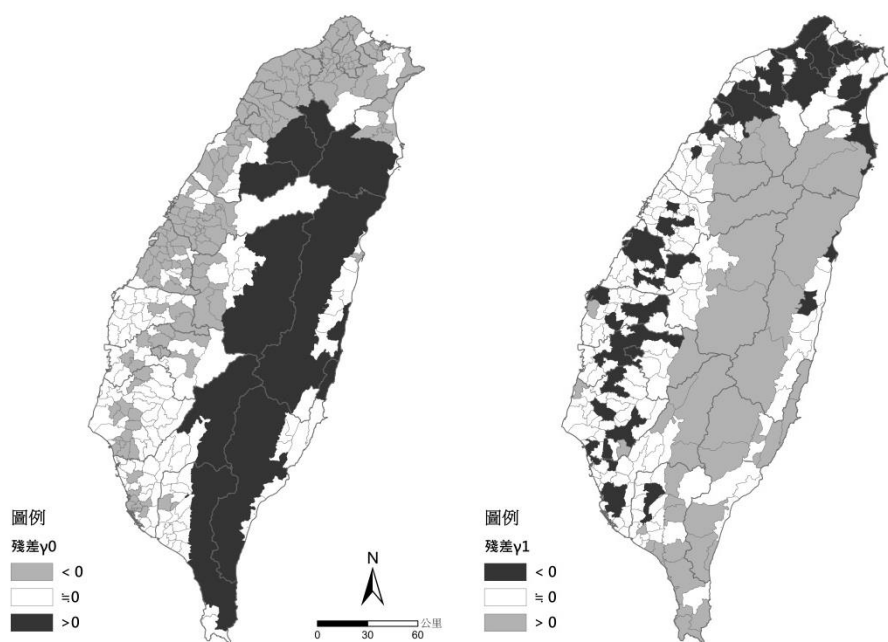


圖 18 M2 模式殘差分布圖

另一方面，為何在不同的模式中，相關係數相反？由表 28 可知，M3 以後的模式死亡率起點值與變遷率呈現負相關。由於 M3 以後是置入了環境脈絡因素如空氣污染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數來解釋變異，當置入了這五大項解釋因素以後，未被這五大項因素所解釋的遺留變異使得起點值與變遷率的關係轉變為負值。所以，原本各鄉鎮的死亡率起始點與變遷率的正相關，是受到鄉鎮環境脈絡因素的影響，換言之，若吾人能改善環境脈絡因素，如社經水準與生活壓力因素，則死亡率之起點值與變遷率的關係則可能反過來變為負相關，亦即當鄉鎮市區的起點值高，則變遷率低，因為變遷率為負值，所以死亡率起點值高的鄉鎮，下降速率增快；死亡率起點值低的鄉鎮，下降速率減緩，應有助縮小鄉鎮市區間死亡率的空間差距。

第三節 假說驗證

此小節將依據第三章資料分析與第四章實證分析的結果，來檢證假說是否成立。在此段落中，為便於理解，先將線性成長模式分析結果與預期關係的影響方向彙整(表 29)，再進行後續的討論。表 29 的內容乃依據 M6D22 模式的估計結果而來。

表 29 模式分析結果與預期關係對應表

地理環境因素	起點值	變動率	預期關係
空氣汙染	△	△	+
用水品質	△	△	-
剝奪指數	+ ***	+*	+
壓力指數	+**	△	+
醫療指數	△	△	-
鄰鄉空氣汙染	△	△	+
鄰鄉用水品質	-**	△	-
鄰鄉剝奪指數	+***	△	+
鄰鄉壓力指數	+*	△	+
鄰鄉醫療指數	+**	-*	-

註) +：正向關係；-：負向關係；△：代表顯著水準未達 $\alpha=0.05$

*** 表示達 $\alpha=0.001$ 顯著水準；** 表示達 $\alpha=0.01$ 顯著水準；

* 表示達 $\alpha=0.05$ 顯著水準 (雙尾檢定)

【研究假設 H1】臺灣本島鄉鎮市區的死亡率呈現下降趨勢。

依據第四章圖 6 到圖 10 的死亡率變遷趨勢圖，能得知 2001 年至 2012 年，全臺鄉鎮市區的標準化死亡率為下降的趨勢；且透過死亡率地圖的剖繪(圖 11)，也可以看出歷年標準化死亡率的變化，尤以山地區域較為明顯。在第五章的多層次線性成長模型中，M2 至 M6 的分析結果顯示，變遷率 β_{10} 皆為顯著負值，顯示死亡率在研究期間是呈現下降的趨勢，隨著時間變遷，每年平均下降死亡率 0.0078 (log 值)，故【研究假設 H1】成立。

【研究假設 H2】各鄉鎮的環境脈絡因素—空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與死亡率的起點值有關。

死亡率的空間差異可以 2001 年的死亡率起點值來解釋，依據表 29 所示，剝奪指數、壓力指數與死亡率的起點值有正向關係，且相較於壓力指數，剝奪指數與死亡率的關係較強，在其他變項條件不變的情形下，鄉鎮市區的剝奪指數每增加一標準差，死亡率上升 0.0538；而壓力指數每增加一個標準差，死亡率上升 0.0218。這兩個變項符合預期關係，所以【研究假設 H2】部分成立。

【研究假設 H3】各鄉鎮的地理環境因素—空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與死亡率的變遷率有關。

依據表 29 所示，本鄉剝奪指數與死亡率的變動率有正向關聯，各鄉鎮的剝奪指數若每增加一個標準差，則死亡率下降的速度趨緩 0.0008，顯示剝奪指數愈高的鄉鎮，死亡率下降的速度減緩。剝奪指數與變動率的關係符合預期，所以【研究假設 H3】部分成立。

【研究假設 H4】鄰鄉空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與各鄉鎮市區的死亡率起點值有關。

依據表 29，鄰鄉用水品質與死亡率起點值有負相關，而鄰鄉剝奪指數、鄰鄉壓力指數、鄰鄉醫療指數與死亡率起點值均有正向關係。鄰鄉用水品質平均值每增加一個標準差，則死亡率起點值下降 0.0245 單位；鄰鄉剝奪指數每增加一個標準差，死亡率起點值上升 0.0321 單位；鄰鄉壓力指數每上升一個單位，則死亡率起點值上升 0.0227 單位，鄰鄉醫療指數每上升一個單位，則死亡率起點值上升 0.0253 單位。鄰鄉剝奪指數的估計係數絕對值最大，所以其與死亡率的關係較強。綜合以上討論，鄰鄉的用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數與各鄉鎮市區

的死亡率起點值有關，除了醫療指數的關係與預期相反之外，其他變項與預期相符合，故【研究假設 H4】部分成立。



【研究假設 H5】鄰鄉空氣汙染、用水品質、剝奪指數、壓力指數、醫療指數，與各鄉鎮市區的死亡率變遷率有關。

依據表 29，可知鄰鄉醫療指數與各鄉鎮市區的死亡率有負向關係，鄰鄉醫療指數平均值每增加一個標準差，則鄉鎮死亡率在既有的下降幅度下，增快 0.0011 個單位，符合研究預期，故【研究假設 H5】部分成立。這意味著，若區域性醫療資源較為充沛的話，將有利於整體區域的死亡率的下降速率。

第六章 結論與建議

第一節 結論



一、死亡率的空間差異

研究期間的死亡率具有明顯之空間差異。首先，回應第一個研究問題，本文在第四章討論到，以鄉鎮尺度而言，臺灣在 2001 至 2012 年間死亡率最低的鄉鎮市區為雙北的行政區，包含臺北市大安區、松山區、中正區、中山區、信義區、文山區，以及新北市的永和市等；而死亡率最高的鄉鎮市區為山地鄉，包含臺東縣海端鄉、延平鄉，花蓮縣的萬榮鄉、卓溪鄉、秀林鄉，高雄縣的甲仙鄉、三民鄉、茂林鄉、桃源鄉等。

然而，死亡率真的具有顯著的鄉鎮間差異嗎？由 M2 模式的變異數結構可知，在獲得固定效果後，隨機項變異依然顯著，顯示臺灣的死亡率在研究初期是具有鄉鎮間的空間差異的，且儘管由時間變項、環境脈絡因素去解釋這些變異，研究期間的死亡率空間差異依然存在 (M1 至 M6 模式隨機效果 τ_{00} 顯著不為 0)。

以區域尺度而言，歷年死亡率皆是東部高於西部，山地鄉高於非山地鄉，過去研究指出，1980 年至 2000 年之間山地鄉與非山地鄉標準化死亡率具有明顯的差距 (胡幼慧等人 1989；蔡淑芬、張慈桂 2008)，本研究結果與之呼應，2001 年至 2012 年間臺灣山地鄉與非山地鄉的死亡率比值依然在 1.8 左右，可見 2000 年後山地鄉與非山地鄉的死亡率鴻溝 (divide) 依然存在，東部的死亡率水準落後全臺水準約 26 年，且落後西部死亡率水準 10 年以上。

另一方面，四大區域中，北部、中部的死亡率較低，而南部、東部的死亡率較高，這是臺灣自 1950 年代以來的趨勢 (江東亮 1987)。相較於陳美霞 (2005) 的研究，雖然陳氏選用「多餘死亡指數」來比較死亡率的南北差異，但本研究結果與之結果相仿—死亡率依然有著明顯的南北差異，南部區域的死亡率水準約落後北部區域 6 年。

若是以發展程度作為死亡率比較基準，會發現鄉鎮市區的發展程度愈高，死亡率愈低，換言之，七大類型的鄉鎮市區中，偏遠鄉鎮、農業市鎮、高齡化市鎮的死亡率較高，而高度都市化、中度都市化與一般鄉鎮的死亡率較低。劉介宇等人 (2006) 發展鄉鎮市區劃分法的目的在於作為國民健康調查分層抽樣的基礎，而本研究則驗證了其劃分法的適切性，反映國民健康的鄉鎮類型間差異。

二、死亡率的時間變遷

由第四章的討論可知，平均而言臺灣的死亡率是屬於下降的趨勢，以全臺平均值而言，平均每年死亡率降低 9.45 人；而區域間的死亡率變遷也有差異，東部區域平均死亡率下降較西部快，山地鄉平均死亡率下降較非山地鄉稍快；北部與南部區域的平均死亡率下降速率較快，而東部、中部區域的平均死亡率下降速率較慢；最後，不同發展程度鄉鎮類型之間的死亡率下降速率不一，以偏遠鄉鎮、中度都市化市鎮、新興市鎮的下降速率較快，高齡化市鎮、農業市鎮的死亡率下降速率較慢。

經由線性成長模式的分析，能發現在不同模式中，變遷率係數的確呈現負向，以平均每年 0.0079 (以 10 為底的 log 值) 的速度下降，研究假設 H1 被支持：臺灣於研究期間 2001 年至 2012 年的死亡變遷是呈現下降的趨勢，回應江東亮 (1987) 的研究，臺灣自 1950 年代起死亡率便呈現下降趨勢，也許這是因為整體環境的改善所致。

三、環境脈絡因素

依據本研究的分析結果，社經水準是影響臺灣死亡率分布與變遷最關鍵的因素。若鄉鎮較為貧窮，則其死亡率高，這回應了剝奪理論的經典論述：地方的剝奪程度愈高，意味著地方的貧窮，不利於人們的生存，則死亡率愈高 (Townsend 1987; Townsend et al. 1988; Carstairs and Morris 1991)，本研究也呼應了過去的實證結果 (Eames et al. 1993; Ben-Shlomo et al. 1996; Congdon et al. 1997; Benach and Yasui 1999; Singh 2003; Higgs et al. 1998; Shi et al. 2005; Barceló et al. 2009; Rey et

al. 2009)。而且，鄰鄉剝奪指數也會影響鄉鎮市區的死亡率，也就是說，人們不僅受自身鄉鎮的剝奪所影響，若鄰鄉的整體經濟環境凋敝，則其泛指整體區域的貧窮，整體區域而言都是不利於生存的，進言之，剝奪指數具有鄰近效應，也就是空間鄰近效果。值得關注的是，剝奪指數與死亡率的關係也表現在死亡率的變遷率上，一地的剝奪指數愈高，死亡率下降愈趨緩和。也就是說，鄉鎮的貧窮不僅不利於單一年度的死亡率起點值，也不利於長期的死亡率減緩。若將鄉鎮間的死亡率變遷當作一場競賽，貧窮的鄉鎮可謂是「輸在起跑點，又一路跑得慢」，回顧本研究繪製之剝奪指數地圖，這些鄉鎮主要為山地鄉、臺南縣近山鄉鎮與彰化、雲林沿海鄉鎮（圖 15）。

另一方面，壓力指數與鄰鄉壓力指數與死亡率分布具有顯著正向關係，這代表生活壓力確實影響著人們的生命機會，回應社會整合理論的經典論述—當一地人們被整合進社會的程度低，則其社會性壓力大，又缺乏社會性支持，故死亡率較高（Cassel 1976; Cohen and Wills 1985; 胡幼慧等 1990; Seeman 1996; Berkman et al. 2000），且生活壓力的鄰近效應是我們應正視的問題，當本鄉與鄰鄉的壓力指數攀高，意指區域整體性的離婚、失業、遷移現象頻繁，依據本研究繪製之壓力指數地圖（圖 16），主要為東部區域與原臺北、臺中、高雄等市區。

最後，鄰鄉醫療資源與死亡率變遷量具負向關係，代表醫療資源雖然與橫斷面的死亡率資料無關，卻能加速死亡率的下降速率。這告訴我們幾個訊息。首先，這應是反映人們跨鄉鎮就診的現象，回應過去研究所探討之跨區住院現象（洪維河等 1998；陳珮青等 2003），故區域性醫療資源不僅服務其所在鄉鎮的使用者，也具有外溢（spill over）的效果，使得鄰近鄉鎮的死亡下降率加速。第二，過去國外文獻（Auster et al. 1969; Newhouse and Friedlander 1980）發現醫療資源與當地健康及死亡率的關係較環境因素薄弱得多，提撥大量預算於醫療政策並無實質效益，本研究結果雷同，回應上述研究，社會環境因素—社經水準、生活壓力的改善確實較醫療資源重要，但本研究改善了醫療資源的的估算方式，考量其空間


上的鄰近效果，區域性醫療的豐缺程度與區域的死亡率下降速率有關，值得當局重視。

本研究採用不同空間權重的分析方法，發現空氣汙染的空間尺度表現在 Queen 一階法上。換言之，若以共點共邊的鄰近鄉鎮作為空間尺度，則鄰鄉懸浮微粒 PM₁₀ 濃度會提升本鄉的死亡率，令人憂心。觀察本研究繪製之空氣汙染地圖（圖 13），若按空氣汙染防制法標準看來，南投縣山區、中部山麓平原及高屏地區的 PM₁₀ 皆是超標的，這些地方的空氣汙染問題值得社會關注。

過去因為各研究選用的變項不一致，或者只討論特定幾個因素與死亡率的關係，故可能造成模型解釋力低的問題。那麼，本研究的環境脈絡因素能夠解釋死亡率起點值及變遷率變異量多少的百分比呢？透過 M2 與 M6D22 模式間變異數成分的比值，可計算環境脈絡因素的解釋力。首先，M2 模式的截距項變異數成分是 9.389E-3，M6D22 模式的截距項變異數成分則為 2.655E-3，兩者差距所占變異量百分比為 $[(9.389E-3 - 2.655E-3)] / 9.389E-3 * 100 = 71.72\%$ ，代表在 M6D22 模式中顯著的環境脈絡因素如剝奪指數、鄰鄉剝奪指數、壓力指數、鄰鄉壓力指數、鄰鄉用水品質、鄰鄉醫療指數能夠解釋死亡率起點值變異量的 71.61%。接著計算環境脈絡因素解釋變遷率變異量的百分比，M2 模式的斜率項變異數成分是 1.370E-6，而 M6D22 模式的斜率項變異數成分則為 0.330E-6，兩者差距所佔的變異量百分比為 $[(1.370E-6 - 0.330E-6) / 1.370E-6] * 100 = 75.91\%$ ，顯示在 M6D22 模式中顯著的環境脈絡因素—剝奪指數、鄰鄉醫療指數能解釋死亡率變遷率變異量的 75.91%。換言之，本研究所挑選之環境脈絡因素能解釋 2001 年至 2012 年臺灣本島鄉鎮市區死亡率之起點值與變遷率的變異量，且解釋力可達七成以上。

四、死亡率變遷的空間異質性

臺灣的死亡現象不僅在空間上分布不均，其變遷速率也具空間的異質性。依據圖 18，當我們將殘差進行空間視覺化以後，發現臺灣的山地鄉不但死亡率起點值高，且下降的速度較慢，顯示臺灣死亡率的變遷速率具有鄉鎮市區間的空間



異質性。換言之，每個鄉鎮具有自己的迴歸截距（起點值）與斜率（變遷率），這是一般複迴歸（multiple regression）無法估計的，透過多層次模式的分析方法，讓每個鄉鎮具有自己的成長模式，進而獲得獨自的迴歸方程式，幫助研究者得知起點值與變遷率的空間差異。儘管鄉鎮市區的空間單元為一先驗形式，為研究者自訂之空間範圍，然其能夠改善過去討論死亡率變遷的空間差異，以較為細緻的空間尺度來探索臺灣死亡率的起點與變遷現象。

綜合以上所述，本研究欲克服的三大困難：地理環境因素的解釋多樣性、空間鄰近性，及生命機會變遷的空間差異，已獲得初步改善。本研究主張，社經水準是影響死亡率分布與變遷最關鍵的環境脈絡因素，透過改善一地的社經水準，不但有利於削減當地的死亡率，也有助於減緩毗鄰鄉鎮的死亡率。

第二節 建議



一、研究限制

- (一) 本研究為了探討環境脈絡因素的鄰近效應，所以採用的研究空間範圍是臺灣本島共 349 個鄉鎮，因而無法討論離島地區環境脈絡因素與死亡率的關係。未來研究若欲將離島的死亡率納入研究範疇，則建議研究者採用與本研究不同的空間關係定義法。
- (二) 本研究的時間範疇是 2001 年至 2012 年，故於 2000 年前死亡率與環境脈絡的關係並無法檢驗。特別是本研究關注環境脈絡因素與死亡率之起點值與變遷率的關係，起點值意指 2001 年的標準化死亡率數值，變遷率代表 2001 年至 2012 年標準化死亡率變化的情形，故環境脈絡因素與死亡率的關係不見得能推行到其他年間。
- (三) 本研究以懸浮微粒 PM_{10} 濃度作為空氣污染的指標，由於空氣品質測站有限，因此本研究使用 Kiriging 法進行空間資料的推估，以獲得每個鄉鎮的 PM_{10} 濃度。然而，本研究並無於推估過程中考量氣象條件，如風向、風速、濕度等因素，故空間推估的估計值與實際值之間可能有誤差，也許會影響到實證分析的結果。
- (四) 與死亡率有關的環境脈絡因素眾多，本研究雖然已選用 10 個指標作為討論的基礎，但是仍有許多其他的變項仍待討論，例如天災、污染、醫療可近性、犯罪率等，受限於資料的可得性與品質，無法囊括所有的可能變項，也許遺漏了一些與死亡率顯著相關的環境因素；另一方面，各因素指標並非只能制式的歸納到特定面向，例如無業人口比例其實也能代表一地的社經水準，端看研究者的研究脈絡而定。
- (五) 雖然本研究已欲探討鄰近效應，使用空間權重 Queen 一階、最近鄰 K10、距離反比 D22 三種空間權重模式，但在個別模式中，依然假定人們的鄰鄉包含於這三種空間權重所定義的空間範圍中。以 D22 空間權重為例，即假

定人們受鄰近 22 個鄉鎮的環境脈絡因素影響，但是人們的生活極有可能前往更遠之異地，如搭乘高鐵由高雄到臺北，開車由臺中到臺東，所以，本研究是以空間鄰近效應去改善過往研究針對環境脈絡因素與死亡率關係的解釋，但與人們實際日常生活依然有所差距。



二、後續研究建議

- (一) 本研究關心懸浮微粒與死亡的關係，故採用懸浮微粒濃度作為空氣汙染指標，未來研究也許能嘗試以更具綜合性的指標如環保署發布之即時空氣汙染指標 (PSI) 值的年平均值進行探討。
- (二) 儘管本研究已使用較多的因素去討論環境脈絡因素與死亡率的關係，有些因素應該也能作為解釋變項，例如鄉鎮市區的公共建設、貧富差距、犯罪率等。
- (三) 建議未來研究可將人口流量、交通建設、地形等地方環境特性作為考量空間鄰近權重的因素，應可改善本研究使用鄰鄉定義的問題。
- (四) 顧及研究資料的可得性，本研究使用鄉鎮市區層級的資料作為空間單元，以求盡量達到研究解釋的細緻性。建議未來若有更為詳盡的資料如村里資料、最小統計區資料，可以更細緻的空間尺度來探究環境脈絡因素與死亡率的關係。

參考文獻

中文文獻

- 王建楠、李璧伊 2014。細懸浮微粒暴露與心血管疾病：系統性回顧及整合分析。中華職業醫學雜誌 21(4):193-204。
- 白璐、溫信財、陸汝斌、郭敏玲 1987。成人生活壓力知覺量表之編修。中華心理學刊 3(1):195-205。
- 江東亮 1987。1951年以來的死亡趨勢。中華衛誌 7(2): 53-64。
- 李璧伊、王建楠 2011。環境荷爾蒙隻健康效應及相關因子探討。中華職業醫學雜誌 18(2): 59-70。
- 周孟嫻、紀玉臨、謝雨生 2010。臺灣自殺率具空間群聚嗎？模仿效應或結構效應。人口學刊 41: 1-65。
- 林宜平 2006。女人與水—由性別觀點分析 RCA 健康相關研究。女學學誌：婦女與性別研究 21: 185-212。
- 林素真、楊志良、黃文鴻 1997。時間成本對某一醫學中心門診病人利用量之影響。中華衛誌 16 (4): 319-28。
- 邱皓政 2002。量化研究與統計分析：SPSS 中文視窗版資料分析範例解析(第二版)。臺北：五南。
- 邱皓政 2012。因素分析。社會及行為科學研究法—資料分析，翟海源、畢恆達、劉長萱、楊國樞主編。臺北：東華。
- 洪乙禎、林錦鴻 2010。探討醫療資源和民眾健康的相關性—以台灣二十三縣市粗死亡率和事故傷害死亡率為例。台灣衛誌 29 (4): 347-59。
- 洪維河、鄭守夏、張睿詒、江東亮。1998。臺灣醫療區跨區住院比例之變遷。中華衛誌 17 (5):388-94。
- 胡幼慧、張芷雲、張珏 1989。台灣山地鄉死亡型態與趨勢分析。中華衛誌 9 (3):147-61。
- 胡幼慧、林芸芸、吳尚琪 1990。台灣地區社會流行病學之分佈：六項死因之小區域分析。人口學刊 13: 83-106。
- 范慶龍、賴進貴 2006。環境汙染與惡性腫瘤空間關係—以癌症地圖之肝癌及肺癌為例。地圖 16:205 -20。
- 孫樹根、劉俊賢 2006。從台灣城鄉嬰幼兒死亡率差異探討社會不公平問題。農業推廣學報 21: 33-58。
- 徐世達 2010。沙塵暴與細懸浮微粒對健康影響—以過敏氣喘病人為例。台灣氣喘衛教學會 19:4-9。
- 翁叔平、郭乃文、呂珮雯 2013。高高屏地區細懸浮微粒 (PM_{2.5}) 汙染事件的綜觀環境分析。大氣科學 41(1): 43-64。
- 張芷雲 1989。生活壓力研究的回顧與展望。中央研究院民族學研究所集刊 68:



- 189-226。
- 張晉豪、梁燕青、廖勇柏、李文宗 2002。臺灣地區不同行政區域主要死因之累積死亡率與潛在生命損失累積率。台灣衛誌 21 (4): 243-52。
- 陳美霞 2005。南台灣的公共衛生問題：與北台灣的比較分析。台灣衛誌 24 (6): 504-18。
- 陳珮青、楊銘欽、江東亮、鄭守夏 2003。病人跨區住院與醫療區資源分佈之探討。台灣衛誌 22(1): 27-32。
- 彭保羅、曾育慧 2011。白老鼠上法院：從兩例工業污染訴訟案談起。科技、醫療與社會 12:159-204。
- 楊嘉芬、王香蘋、楊靜利 2008。台灣鄉鎮市區別自殺死亡率之分析。教育與社會研究 15:1-22。
- 溫福星 2006。階層線性模式：原理、方法與應用。臺北：雙葉。
- 溫福星、邱皓政 2012。多層次模式方法論—階層線性模式的關鍵問題與試解。新北：前程文化。
- 葛應欽 1985。台灣地區 1971-1980 年高血壓—相關疾病死亡率之變化。*Kaohsiung J Med Sci* 1:95-104。
- 1996。台灣空氣污染與社區居民健康效應。*Kaohsiung J Med Sci* 12: 657-69。
- 詹長權 2008。97 年度空氣污染對沿海地區環境及居民健康影響之風險評估規劃第 1 年計畫。行政院環境保護署 研究專案計畫。
- 廖勇柏、李文宗、陳建仁 1998。趨勢面分析法在癌症地圖繪製上的應用：以臺灣的乳癌死亡率為例。中華衛誌 17 (6):474-84。
- 廖勇柏、羅珮云、徐書儀 2003。利用行政區域重新分類臺灣地區為十一區以探索癌症死亡率之地理變異。*Chung Shan Med J* 14: 287-95。
- 劉怡焜、林瑞雄、李源德、謝信良、陳永仁、宋鴻樟 2002。氣象與老年人循環系統疾病死亡—台北、台中、高雄的比較。台灣衛誌 21 (3):189-196。
- 劉介宇、洪永泰、陳怡如、劉季鑫、莊義利、翁文舜、梁賡義 2006。台灣地區鄉鎮市區發展類型應用於大型健康調查抽樣設計之研究。健康管理學刊 4(1):1-22。
- 謝雨生 2012。多層次分析。社會及行為科學研究法—資料分析，翟海源、畢恆達、劉長萱、楊國樞主編。臺北：東華。
- 謝雨生、鄭宜仲 1993。多元迴歸分析的假定與實例檢討—多元線性重合現象的診斷與處理。農業推廣學報 10:189-213。
- 蔡岡廷、王建楠 2007。戴奧辛污染與健康危害。中華職業醫學雜誌 14(4): 261-8。
- 蔡淑芬、張慈桂 2008。花蓮縣山地鄉與非山地鄉死亡率趨勢之探討，1986-2005 年。台灣衛誌 27 (5): 365-72。
- 鄭尊仁 2012。細懸浮微粒的健康效應及法規制訂。生態台灣 35: 6-9。
- 賴嘉祥、李聯雄、莊坤遠、楊萃苑 2014。亞洲沙塵暴對室外作業勞工之粉塵暴

露特性與健康風險調查。勞工安全衛生研究季刊 22(1):91-101。
蘇東平 1982。生活壓力與疾病。臨床醫學 9(4):303-10。



英文文獻

- Anselin, L. 2002. Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics* 27(3):247-67.
- Auster, R., I. Leveson, and D. Sarachek. 1969. The production of health, an exploratory study. *Journal of Human Resources* 4(4): 411-36.
- Banning, K. 2000. Life event checklists: revisiting the social readjustment rating scale after 30 years. *Educational and Psychological Measurement* 60(6): 864-76.
- Barceló, M. A., M. Saez, and C. Saurina. 2009. Spatial variability in mortality inequalities, socioeconomic deprivation, and air pollution in small areas of the Barcelona Metropolitan Region, Spain. *Science of the total environment* 407(21): 5501-23.
- Belsley, D.A., E. Kuh, and R. E. Welsch. 1980. *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: John Wiley.
- Benach, J. and Y. Yasui. 1999. Geographical patterns of excess mortality in Spain explained by two indices of deprivation. *Journal of Epidemiology and Community Health* 53: 423-31.
- Ben-Shlomo, Y., I. R. White, and M. Marmot. 1996. Does the variation in the socioeconomic characteristics of an area affect mortality? *BMJ (Clinical Research Ed.)* 312: 1013-14.
- Berkman, L. F., and S. L. Syme. 1979. Social networks, host resistance, and mortality: a nine-year follow-up study of Alameda County residents. *American journal of Epidemiology* 109(2): 186-204.
- Berkman, L. F., and T. Glass. 2000. Social integration, social networks, social support, and health. *Social epidemiology*, 1: 137-73.
- Berkman, L. F., T. Glass, I. Brissette, and T. E. Seeman. 2000. From social integration to health: Durkheim in the new millennium. *Social science & medicine*, 51(6): 843-57.
- Black, D. 1993. Deprivation and health. *BMJ* 307: 1630-31.
- Brenner, M. H. 1979. Mortality and the national economy: A review, and the experience of England and Wales, 1936-76. *The Lancet* 314(8142): 568-73.
- Canada. 1974. *A New Perspective on the Health of Canadians (Lalonde Report)*. Ottawa: Department of National Health and Welfare.
- Cannon, W. B. 1935. Stresses and strains of homeostasis. *The American Journal of the Medical Sciences* 189(1): 1-14.
- Carstairs, V. and R. Morris. 1991. *Deprivation and health in Scotland*. UK: Aberdeen

- University Press.
- Cassel, J. 1976. The contribution of the social environment to host resistance. *American journal of epidemiology* 104(2): 107-23.
- Cauley, S. D. 1987. The time price of medical care. *The Review of Economics and Statistics* 69(1): 59-66.
- Chang, L. Y. 1986. *Mental Illness and Life crisis*. Master Thesis. University of South Caroline.
- Chang, Y. M., C. F. Tai, S. C. Yang, C. J. Chen, T. S. Shih, R. S. Lin, and S. H. Liou. 2003a. A cohort mortality study of workers exposed to chlorinated organic solvents in Taiwan. *Annals of epidemiology* 13(9): 652-60.
- Chang, Y. M., C. F. Tai, R. S. Lin, S. C. Yang, C. J. Chen, T. S. Shih, and S. H. Liou. 2003b. A proportionate cancer morbidity ratio study of workers exposed to chlorinated organic solvents in Taiwan. *Industrial health* 41(2): 77-87.
- Cochrane, R., and A. Robertson. 1973. The life events inventory: a measure of the relative severity of psycho-social stressors. *Journal of psychosomatic research* 17(2): 135-9.
- Cohen, S., and T. A. Wills. 1985. Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin* 98(2): 310-57.
- Congdon, P., S. Shouls, and S. Curtis. 1997. A multi-level perspective on small-area health and mortality: a case study of England and Wales. *International Journal of Population Geography* 3: 243-63.
- Cromley, E.K. and S.L. McLafferty 2002. Analyzing the risk and spread of infectious diseases. In *GIS and Public Health*. New York: Guilford Press.
- Curtis, S. and I. Jones 1998. Is there a place for geography in the analysis of health inequality? *Sociology of Health and Illness* 20(5):645-72.
- Curtis, S. 2004. Landscapes of consumption: care and commodification. In *Health and inequality: geographical perspectives*. London: Sage.
- Dennis, R. E. 1977. Social stress and mortality among nonwhite males. *Phylon (1960-)* 38(3): 315-28.
- Dever, G. E. A. 1976. An epidemiological model for health policy analysis. *Social Indicators Research* 2:453-66.
- Dockery, D. W., C. A. Pope 3rd, X. Xu, J. D. Spengler, J. H. Ware, M. E. Fay, B. G. Ferris. and F. E. Speizer. 1993. An association between air pollution and mortality in six US cities. *New England journal of medicine* 329(24): 1753-9.
- Eames, M., Y. Ben-Shlomo, and M. G. Marmot. 1993. Social deprivation and premature mortality: regional comparison across England. *BMJ (Clinical Research Ed.)* 307: 1097-102.



- Ellaway, A., S. Macintyre and A. Kearns. 2001. Perceptions of Place and Health in Socially Contrasting Neighbourhoods, *Urban Studies* 38(12):2299–316.
- Evans, R. G., Barer, M. L., and Marmor, T. R. 1994. *Why are some people healthy and others not?: The determinants of health of populations*. New York: Aldine de Gruyter.
- Evans, R. G. and G. L. Stoddart. 1990. Producing health, consuming health care. *Social Science & Medicine* 31: 1347-63.
- Eyer, J., and P. Sterling. 1977. Stress-related mortality and social organization. *Review of Radical Political Economics* 9(1): 1-44.
- Gatrell, A. C., and S. J. Elliott. 2009. Inequalities in the provision and utilization of Health Services. In *Geographies of health: an introduction*. London: John Wiley & Sons.
- Gove, W. 1973. Sex, Marital Status and Mortality. *American Journal of Sociology* 79:45-65.
- Haviland, A. 1875. *The geographical distribution of diseases in Great Britain*. London: Smith Elder.
- Higgs, G., M. L. Senior, and H. C. W. L., Williams. 1998. Spatial and temporal variation of mortality and deprivation 1: widening health inequalities. *Environment and Planning A* 30: 1661–82.
- Holmes, T. H., and R. H. Rahe. 1967. The social readjusting rating scale. *Journal of Psychosomatic Research* 11: 213-18.
- Howe, G. M. 1963. *National atlas of disease mortality in the United Kingdom*. London: Nelson.
- Jarman, B. 1983. Identification of underprivileged areas. *British Medical Journal* 286:1705-9.
- 1984. Underprivileged areas: validation and distribution of scores. *British Medical Journal* 289:1587-92.
- Jones K. and G. Moons. 1993. Medical geography: taking space seriously. *Progress in Human Geography* 17: 515-24.
- Jerrett, M., J. Eyles, and D. Cole. 1998. Socioeconomic and environmental covariates of premature mortality in Ontario. *Social Science & Medicine* 47(1): 33-49.
- Jerrett, M., M. Buzzelli, R. T. Burnett, and P. F. DeLuca. 2005. Particulate air pollution, social confounders, and mortality in small areas of an industrial city. *Social science & medicine* 60(12): 2845-63.
- Jones, K. and G. Moon. 1987. *Health, disease and society: an introduction to medical geography*. London: Routledge & Kegan Paul Ltd.
- Kaplan, G. A., J. T. Salonen, R. D. Cohen, R. J. Brand, S. L. Syme, and P. Puska. 1988. Social connections and mortality from all causes and from cardiovascular

- disease: prospective evidence from eastern Finland. *American Journal of Epidemiology* 128(2): 370-80.
- Kline, R.B. 2010. *Principles and Practice of Structural Equation Modeling (3rd ed)*. New York: The Guilford.
- Knobel, H. H., W. S. Yang, and M. S. Ho. 1994. Urban-rural and regional differences in infant mortality in Taiwan. *Soc Sci Med* 39: 815-22.
- Lai, P. C., F. M. So and K. W. Chan. 2008. *Spatial epidemiological approaches in disease mapping and analysis*. New York: CRC Press.
- Lee, L. J. H., C. C. Chan, C. W. Chung, Y. C. Ma, G. S. Wang, and J. D. Wang. 2002. Health risk assessment on residents exposed to chlorinated hydrocarbons contaminated in groundwater of a hazardous waste site. *Journal of Toxicology and Environmental Health Part A: Current Issues* 65(3-4): 219-35.
- Macintyre, S. 1997. The Black Report and beyond what are the issues? *Social Science and Medicine* 44: 734-45.
- Macintyre, S., S. Maciver, and A. Sooman 1993. Area, class and health: should we be focusing on places or people. *Journal of Social Policy* 22: 213–34.
- Macintyre, S., A. Ellaway, G. V. Der, G. Ford and K. Hunt. 1998. Do housing tenure and car access predict health because they are simply markers of income or self esteem? A Scottish study, 657–664.
- Macintyre, S., A. Ellaway and S. Cummins 2002. Place effects on health: how can we conceptualise. operationalise and measure them? *Social science and Medicine*. 55: 125–39.
- Marmot, M. G., S. L. Syme, A. Kagan, H. Kato, J. B. Cohen, and J. Belsky. 1975. Epidemiologic studies of coronary heart disease and stroke in Japanese men living in Japan, Hawaii and California: prevalence of coronary and hypertensive heart disease and associated risk factors. *American Journal of epidemiology* 102(6):514-25.
- May, J. 1950. Medical Geography: Its Methods and Objectives. *Geographical Review* 40(1):9-41.
- Murray, M. 1962. THE GEOGRAPHY OF DEATH IN ENGLAND AND WALES . *Annals of the Association of American Geographers* 52(2): 130-49.
- Neser, W. B., H. A. Tyroler, and J. C. Cassel. 1971. Social disorganization and stroke mortality in the black population of North Carolina. *American Journal of Epidemiology* 93(3): 166-75.
- Newhouse, J. P., and L. J. Friedlander. 1980. The relationship between medical resources and measures of health: some additional evidence. *Journal of Human Resources* 15(2): 200-18.
- OECD.2013. “How's Life? at a Glance”, in *How's Life? 2013: Measuring Well-being*,

- OECD Publishing.
- Orth-Gomér, K., and J. V. Johnson. 1987. Social network interaction and mortality: a six year follow-up study of a random sample of the Swedish population. *Journal of chronic diseases* 40(10): 949-57.
- Pabayo, R., T. A. Barnett, G. D. Datta, M. Lambert, J. O'Loughlin, and I. Kawachi. 2012. Area-level social fragmentation and walking for exercise: Cross-sectional findings from the Quebec Adipose and Lifestyle Investigation in Youth study. *American Journal of Public Health* 102(9): 30–7.
- Rabkin, J. G., and E. L. Struening. 1976. Life events, stress, and illness. *Science* 194(4269): 1013-20.
- Raudenbush, S.W. and Bryk, A.S. 2002. *Hierarchical linear models: Application and data analysis methods* (2nd ed.). CA:Sage Publication, Inc.
- Rey, G., E. Jougl, A. Fouillet, and D. Hémon. 2009. Ecological association between a deprivation index and mortality in France over the period 1997 - 2001: variations with spatial scale, degree of urbanicity, age, gender and cause of death. *BMC Public Health* 9: 33.
- Salmond, C., and P. Crampton. 2000. Deprivation and health. In *Social inequalities in health*, ed. P. Howden-Chapman, and M. Tobias, 9-63. Wellington: Ministry of Health .
- Samet, J.M., F. Dominici, F. C. Curriero, I. Coursac, and S. L. Zeger. 2000. Fine particulate air pollution and mortality in 20 U.S. cities.1987-1994. *The New England Journal of Medicine* 343(24):1742-9.
- Seeman, T. E. 1996. Social ties and health: The benefits of social integration. *Annals of epidemiology* 6(5) :442-51.
- Seeman, T. E., L. F. Berkman, F. Kohout, A. Lacroix, R. Glynn, and D. Blazer. 1993. Intercommunity variations in the association between social ties and mortality in the elderly: A comparative analysis of three communities. *Annals of epidemiology* 3(4): 325-35.
- Schoenbach, V. J., B. H. Kaplan, L. Fredman, and D.G. Kleinbaum. 1986. Social ties and mortality in Evans County, Georgia. *American journal of epidemiology* 123(4): 577-91.
- Schwartz, J. 1991. Particulate air pollution and daily mortality in Detroit. *Environmental Research* 56:204-13.
- 1994. Air pollution and daily mortality: a review and meta analysis. *Environmental Research* 64:36-52.
- Selye, H. 1978. *The stress of life.revised edition*.New York:McGRAW-HILL.
- Shohaimi, S., A. Welch, S. Bingham, R. Luben, N. Day, N. Wareham, and K. T. Khaw. 2004. Residential area deprivation predicts fruit and vegetable consumption

- independently of individual educational level and occupational social class: a cross sectional population study in the Norfolk cohort of the European Prospective Investigation into Cancer (EPIC-Norfolk). *Journal of Epidemiology and Community Health* 58(8): 686-91.
- Shi, L., J. Macinko, B. Starfield, R. Politzer, J. Wulu, and J. Xu. 2005. Primary care, social inequalities and all-cause, heart disease and cancer mortality in US counties: a comparison between urban and non-urban areas. *Public health*, 119(8): 699-710.
- Shi, L., Tsai, J., and Kao, S. 2009. Public health, social determinants of health, and public policy. *J Med Sci* 29(2): 43-59.
- Sloggett, A., and H. Joshi. 1998. Deprivation indicators as predictors of life events 1981-1992 based on the UK ONS Longitudinal Study. *Journal of epidemiology and community health* 52: 228-33.
- Singer, J. D. and J. B. Willett. 2003. Doing Data Analysis with the Multilevel Model for Change. In *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*. New York : Oxford University Press.
- Singh, G. K. 2003. Area Deprivation and Widening Inequalities in US Mortality, 1969-1998. *American Journal of Public Health* 93(7): 1137-43.
- Smyth, F. 2007. Medical geography: understanding health inequalities. *Progress in Human Geography* 32: 119-27.
- Sooman, A., and S. Macintyre 1995. Health and perceptions of the local environment in socially contrasting neighbourhoods in Glasgow. *Health and Place* 1(1): 15-26.
- Stocks, P. 1928. On the evidence for a regional distribution of cancer prevalence in England and Wales. *Report of the International Conference on Cancer*, 508-19. London: British Empire Cancer Campaign.
- 1936. *Distribution in England and Wales of cancer of various organs*, 239-80. Annual Report. London: British Empire Cancer Campaign.
- 1937. *Distribution in England and Wales of cancer of various organs*, 198-23. Annual Report. London: British Empire Cancer Campaign.
- 1939. *Distribution in England and Wales of cancer of various organs*, 308-43. Annual Report. London: British Empire Cancer Campaign.
- Starfield, B. 1998. *Primary care: balancing health needs, services, and technology*. USA : Oxford University Press.
- Townsend, P. 1987. Deprivation. *Journal of Social Policy* 16:125-46.
- Townsend, P., P. Phillimore, and A. Beattie. 1988. *Health and deprivation: inequalities and the north*. London: Croom Helm.

- Turrell, G., M. Haynes, N. W. Burton, B. Giles-Corti, B. Oldenburg, L. A. Wilson, and W. J. Brown. 2010. Neighborhood disadvantage and physical activity: baseline results from the HABITAT multilevel longitudinal study. *Annals of epidemiology* 20(3): 171-81.
- Tsai, S. S., C. C. Chang, S. H. Liou, and C. Y. Yang 2014. The effects of fine particulate air pollution on daily mortality: a case-crossover study in a subtropical city, Taipei, Taiwan. *International journal of environmental research and public health* 11(5): 5081-93.
- WHO. 2002. *The WORLD HEALTH REPORT 2002.Reducing Risks Promoting Healthy Life*. France: WHO.
- Windenberger, F., S. Rican, E. Jouglu, and G. Rey. 2011. Spatiotemporal association between deprivation and mortality: Trends in France during the nineties. *European Journal of Public Health* 22: 347-53.
- Yang, C. Y., M. F. Cheng, J. F. Chiu. and S. S. Tsai. 1999. Female lung cancer and petrochemical air pollution in Taiwan. *Archives of Environmental Health: An International Journal* 54(3): 180-5.

網頁資源

- 行政院主計處 2015：國民幸福指數簡介
http://happy_index.dgbas.gov.tw/index.htm (擷取日期：2015.05.08)
- 行政院農委會 2002: 90 年台灣地區農家收支及生活概況
<http://www.coa.gov.tw/view.php?catid=4256> (擷取日期：2015.05.31)
- 行政院環保署 2015。空氣汙染防制法
<http://ivy5.epa.gov.tw/epaLaw/search/LordiDispFull.aspx?ltype=04&lname=0010> (擷取日期：2015.04.20)
- 衛生福利部 2014。死因結果摘要表、死因統計年報
http://www.mohw.gov.tw/cht/DOS/Statistic.aspx?f_list_no=312&fod_list_no=5150 (擷取日期：2015.05.08)
- Carstairs, V. 2000. Socio-economic factors at areal level and their relationship with health. In *Spatial epidemiology: methods and applications*. ed. P. Elliott, J. Wakefield, N. Best, and D. Briggs.
<http://www.oxfordscholarship.com/view/10.1093/acprof:oso/9780198515326.001.0001/acprof-9780198515326> (擷取日期：2014.10.10)
- OECD .2011. *How's Life? Measuring Well-being*.
http://www.oecd-ilibrary.org/economics/how-s-life_9789264121164-en (擷取日期：2015.5.8)