

臺灣自殺率具空間群聚嗎？ 模仿效應或結構效應

周孟嫻* 紀玉臨** 謝雨生***

* 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展研究所碩士生

** 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學系專任研究助理

*** 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學系特聘教授，通訊作者，E-mail: ysh@ntu.edu.tw。

中文摘要

本研究目的為探討臺灣鄉鎮市區自殺死亡率的空間聚集現象，並驗證自殺空間聚集現象的詮釋論：Durkheim《自殺論》與 Tarde《模仿律》對臺灣自殺空間聚集解釋的適用性。同時，也瞭解前述現象之時間趨勢。使用行政院衛生署死因檔，以及戶口與住宅普查資料，本研究採用空間分析方法，分析 1980、1990 及 2000 年臺灣各鄉鎮市區自殺率的空間型態及其原因。探索式空間分析顯示臺灣各鄉鎮市區自殺率有顯著的空間群聚現象：山地鄉與東部鄉鎮為高自殺率的聚集區，而都會區則為低自殺率的聚集區。此外，自殺率空間聚集的強度有減弱的趨勢。在控制地區社會碎化與資源剝奪因素的影響後，臺灣的地區自殺率仍然呈現空間聚集性。同時，臺灣各地區自殺率的空間聚集現象，不支持 Tarde 認為地區自殺率的空間聚集是因為自殺模仿的觀點，而支持 Durkheim 認為地區自殺率的空間聚集是因為地區的社會經濟結構不利性的空間聚集之結果。最後，空間誤差模型顯示離婚人口比例、扶養比、嬰幼兒死亡率及農業人口比例愈高的區域，有愈高的自殺死亡率。

關鍵詞：自殺、模仿效應、結構效應、干擾式空間相依性、空間誤差模型

壹、導論

不同地區的自殺率是否具有空間聚集的現象及其具有空間聚集的可能影響機制，為自殺研究的經典議題。早在十九世紀末，Durkheim ([1897]1951) 的《自殺論：一個社會學的研究》(*Suicide: A Study in Sociology*) (簡稱《自殺論》) 中，便已發現十九世紀末法國的自殺死亡率有明顯的空間聚集型態，其認為自殺現象的空間聚集並非肇因於模仿效應，而是由於影響自殺死亡率的環境結構因素，如社會整合 (social integration) 與社會規範 (social regulation)，在空間上有所聚集所造成。

然而，同時代的法國傳播學理論大師 Tarde 則抱持與 Durkheim 完全相反的看法。Tarde (1903) 認為模仿是重要的社會運作機制，其影響了人們的行為與思想，因此 Tarde 認為自殺的空間聚集現象，主要源於自殺行為模仿的空間效應，而不是總體環境結構因素的相似所導致。Durkheim 與 Tarde 對於自殺空間聚集影響機制的爭辯 (即結構效應論與模仿效應論)，一直是自殺研究的重要議題之一，並影響後世自殺現象的探究方向。

另一方面，Durkheim 於《自殺論》中，並不以個體層次的單純個人自殺行為作為考察對象，而是從社會集體現象的角度來探討特定時空背景下分散的個人自殺行為，而上述特定時空背景下分散的個人自殺行為所形成的社會自殺率，即為一種獨特的社會事實 (social fact)，恰好反應著該社會的結構特徵。因此，自殺研究除了從個人行為的角度著手，亦可從社會整合與社會規範的整體角度切入。受到 Durkheim 觀點的影響，自《自殺論》出版以來，使用總體資料進行社會自殺率的生態分析 (ecological analysis) 一直是自殺研究的重要分析方法之一 (Sainsbury 1955; Buclass and Duffy 1978; Lester 1988; Middleton et al. 2008)。

儘管已有不少研究對臺灣自殺率進行總體層次之探討，但大多是從時間的角度切入。一部份研究使用時間序列分析方法，探討社經因素與自殺的關係（Yang et al. 1992; Chuang and Huang 1996; 施以諾等 2007; 游舒涵等 2007）。另外，也有研究者運用年齡、時期、世代模型（age-period-cohort model）分析臺灣自殺死亡率的長期變遷趨勢（林佳瑩、蔡毓智 2005；吳若寧、鄭雅文 2008）。僅有少數使用橫斷面資料（縣市別或鄉鎮市區別）進行臺灣自殺死亡率的生態分析（胡幼慧等 1990; Chuang and Huang 1997; Lin and Lu 2006; Chuang and Huang 2007; 楊嘉芬等 2008）。雖然這些分析結果，對於瞭解社會經濟結構因素對地區自殺死亡率的影響已有貢獻，但是上述研究並未從空間的角度進行分析，以掌握臺灣自殺現象的空間特性。

在 Durkheim 結構效應論與 Tarde 模仿效應論的自殺空間聚集影響機制之爭辯下，自殺率相關研究（Lester 1989; Wasserman and Stack 1995; Lorant et al. 2001; Baller and Richardson 2002; Rezaeian et al. 2006; Exeter and Boyle 2007）發現：自殺死亡率具有地理群聚現象，亦即高自殺死亡率的區域，其周圍亦多為高自殺死亡率的區域，而低自殺死亡率的區域，同樣多與低自殺死亡率的區域毗鄰。儘管上述的研究已經確定了自殺空間聚集現象，但自殺模仿作用是否存在的討論，亦即是否一個地方發生自殺事件，會擴散至鄰近區域，造成鄰近區域人們的模仿行為，進而形成自殺的空間群聚型態，仍是各方學者相互辯論的焦點。

臺灣目前對於自殺模仿效應的研究，大多探討名人自殺事件對後續自殺意念與自殺行為的影響（Cheng et al. 2007; Cheng et al. 2007; Cheng et al. 2007; Chen et al. 2010）。而使用區域橫斷面資料，剖析臺灣自殺死亡率的空間型態，以及臺灣自殺行為是否有空間擴散模仿效應的研究則付之闕如。因此，採用空間與時間的雙重視角，探究臺灣自殺率現象是否具有空間群聚的情形，並進一步解析其空間聚集的主要影響機制為何，及其可能的變化趨勢為何，是本研究的主要研究問

題。

具體而言，本研究的目的有三：

- 一、探討臺灣自殺死亡率現象的空間聚集型態。
- 二、解析臺灣自殺死亡率空間聚集現象的主要影響機制，亦即檢驗 Durkheim 結構效應論與 Tarde 模仿效應論，在臺灣自殺空間聚集詮釋的適用性。
- 三、檢視臺灣自殺聚集現象及其主要影響機制的時間趨勢。

進言之，為完成本研究目標，本文使用行政院衛生署 1979-2001 年死因檔，以及 1980 年、1990 年及 2000 年戶口與住宅普查資料，以鄉鎮市區為分析單位，分析臺灣自殺死亡率的空間聚集情形，以及各鄉鎮社會經濟結構因素——「社會碎化」與「資源剝奪」等因素對其自殺死亡率之影響，並評估 Durkheim 與 Tarde 兩人對自殺空間聚集現象的影響機制之不同觀點，在臺灣自殺現象的適用性。同時，本研究透過比較不同時間之空間分析結果，將能檢視臺灣自殺聚集現象及其主要影響機制的趨勢。

貳、文獻回顧與研究假設

一、自殺率空間群聚的詮釋爭論

地區自殺率具有空間群聚之詮釋始於 Durkheim ([1897]1951) 的《自殺論》。Durkheim 發現十九世紀末法國的自殺死亡率呈現明顯的空間相關或空間聚集型態：法國北部各省 (department) 為高自殺死亡率的群聚區域，而法國南部則為低自殺死亡率的聚集區。他也進一步研究發現「社會整合」與「社會規範」等因素，也有類似的空間聚集現象。Durkheim 認為一個地區的社會整合強度愈高，則該地區自我型自殺 (egoistic suicide) 的發生率愈低；而當時法國南部各省的家庭整合強度是相對地高的區域，法國北部的家庭整合強度則是相對地

低。Durkheim 也認為經濟繁榮的區域，較容易產生社會迷亂失序及社會規範瓦解之現象，因而造成迷亂型自殺（anomic suicide）的增加；當時法國的地區經濟也顯示：法國北部地區為經濟條件良好的區域，而法國南部各省為經濟條件相對較差的區域。因此，Durkheim 認為法國北部高自殺率與南部低自殺率的空間聚集，反映出其社會整合與社會規範的強弱程度；換言之，由於地區自殺死亡率與地區社會結構因素呈現相似的空間相關或聚集型態，因此，Durkheim 排除模仿效應對自殺的影響，且認為模仿不是自殺的基本形式。儘管自殺模仿有可能真的會引發少數的個人自殺，但自殺模仿效果的空間效應相當有限。換言之，Durkheim 認為自殺的群聚現象並非肇因於自殺的模仿，而是由於影響自殺死亡的環境結構因素具有空間的聚集現象所致。

然而，傳播學者 Tarde（1903）不贊同 Durkheim 的觀點，他在其著作《模仿律》（*The Laws of Imitation*）中，廣泛且深入地探討各種社會集體行為與信念（belief）的模仿效應。Tarde 認為自殺行為也不例外，同樣會受到模仿機制的影響。詳言之，當一個地區發生自殺事件，其訊息透過傳播，擴散到鄰近地區，引起鄰近地區人們的模仿行為，因而造成鄰近地區自殺事件增加，進而造成地區自殺率上升。相對地，當一個地方甚少發生自殺事件，則周圍區域接受到自殺訊息頻度自然較低，勢必難以引起模仿性自殺行為，因此其地區自殺率得以保持低水平。在這樣的機制之下，自然形成毗鄰區域的自殺率經常較為相似，高（低）自殺率的區域傾向與高（低）自殺率的區域群聚在一起。因此，Tarde 認為自殺模仿是地區自殺率具有空間群聚現象的主要原因，其主張與 Durkheim 認為地區社會結構因素的相似性，是十九世紀末法國自殺死亡率具有空間群聚現象的主要原因有所差異。

由於對於地區自殺率具有空間聚集現象的主要原因看法分歧，1903 年 Tarde 與 Durkheim 曾於高等教育研究會（École des Hautes Études Sociales）中進行辯論，並對自殺的模仿本質與重要性進行論戰（Vargas et al. 2008）。直至今日，Durkheim 與 Tarde 在地區自殺率具

有空間群聚現象的主要原因的爭辯，仍然是地區自殺率研究中的重要探究議題之一。

二、自殺模仿效應的探究方向

自殺模仿效應的探究可以分別從自殺現象的時間面向或空間面向著手，或是結合兩者進行時空分析。過去的自殺模仿效應研究，受到空間分析技術的發展限制，大多從時間切入探討。1970 年代開始，一系列研究（Gould and Shaffer 1986; Phillips 1974; Wasserman 1984a）發現知名公眾人物（特別是演藝人員與政治明星）的自殺事件，透過新聞媒體與報章雜誌的報導與渲染，確實會造成自殺模仿效應，引發後續的自殺潮現象，此現象被學者稱為「維特效應」（Werther effect）。換言之，自殺行為具有時間上的後聚集現象：在控制季節與相關社會經濟因素後，知名公眾人物自殺事件的確會使得隨後的自殺率上升，但隨著自殺新聞報導頻率的降低，以及人們對自殺事件的逐漸淡化，自殺模仿效應的強度就隨時間拉長而遞減，其變化趨勢可以圖 1(A) 示之。

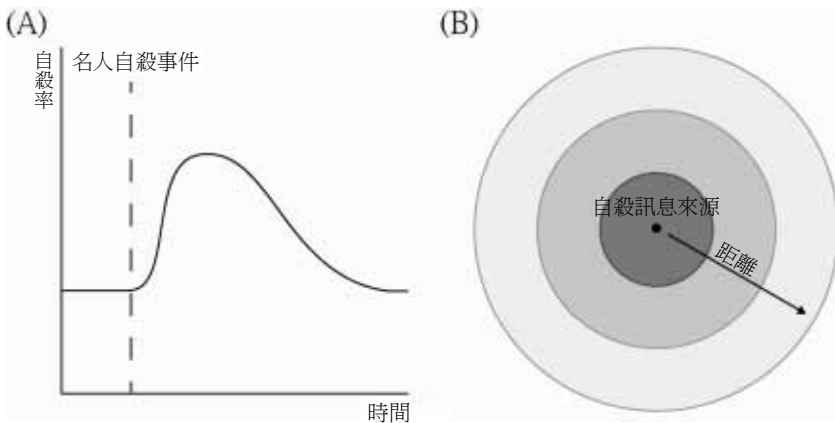


圖 1 (A)維特效應示意圖 (B)模仿空間效應示意圖

從自殺模仿效應的空間層面來看，知名公眾人物的自殺事件發生後，會藉由口語傳播與新聞媒體傳播，向不同的空間單元擴散開來。由於訊息的傳播強度通常與地理距離成反比，因此與自殺消息來源距離愈近的區域，接受到的自殺事件訊息強度愈大，因而可能引發較多的自殺模仿行為；隨著空間距離的增加，自殺訊息強度減弱，是故距離自殺訊息源頭愈遠的區域，自殺模仿效應就愈弱。這種自殺模仿效應強度與地理距離成反比的現象，特稱之為自殺模仿的空間效應（spatial imitation effect），以圖 1(B)加以表示。

Tarde 與 Durkheim 對於地區自殺率具有空間群聚現象的詮釋爭論，隨著空間分析方法的快速發展，終於得到有效地解答。Baller and Richardson (2002) 使用空間計量經濟（spatial econometrics）方法重新複製了《自殺論》中對於十九世紀末法國自殺率的研究，其分析結果發現：當時法國境內各省的自殺率具有空間群聚現象，是地區間自殺模仿行為所形成的結果，這樣的研究結論與 Durkheim 原先的研究宣稱恰好相反。

Baller and Richardson 在其論文中亦針對 1989-1991 年美國各郡的自殺空間群聚現象是否為自殺模仿效應的結果進行分析。其研究發現：當時美國的自殺率也呈現顯著的地理群聚現象，並且在美國西部以外的區域也發現自殺行為的模仿效應，但是美國的西部區域卻不具有自殺的模仿效應。針對這樣的研究結果，Baller and Richardson 認為：美國西部區域自殺死亡率之所以不具有模仿效果，主要是美國西部區域居民的他人認同感較低，而當個人缺乏對他人的認同時，人們較不會去模仿鄰近區域他人的行為，因而美國西部區域的自殺死亡現象就不具有模仿效果。其次，由於美國西部地廣人稀，每個郡（county）的面積遠大於其他區域者，因此郡與郡之間的交流與互動自然較少，故以郡作為空間分析單位，勢必較難發現空間單元間自殺模仿效果。

空間分析的發展，使得地區自殺率具有空間群聚的現象，可以得

到比較明確的回答。Baller and Richardson 針對十九世紀法國與當代的美國西部以外地區的研究結果，支持「地區自殺率具有空間群聚的現象是由於自殺行為模仿的結果」的看法（簡稱模仿效應），然而，美國西部地區的分析結果則較符合「地區自殺率具有空間群聚的現象是由於社經結構因素具有相同的空間群聚型態」的觀點（簡稱結構效應）。如此相異的研究結論，暗示著不同時空脈絡的自殺空間群聚現象，可能是導因於不同的空間影響機制（模仿效應或結構效應）。

三、臺灣自殺率具空間群聚？模仿效應或結構效應

臺灣的自殺現象是否具有空間群聚的現象？若有群聚現象，是自殺的「模仿效應」之結果，還是影響自殺行為的「結構效應」之空間群聚結果，則是本研究要回答的研究問題。然而，目前臺灣自殺率的地理型態與其模仿效應和結構效應的空間分析研究付之闕如，這也是本研究的研究重點。換言之，臺灣的自殺現象若有空間聚集的現象，那麼它的原因是符合 Tarde 所宣稱的模仿效應，或是符合 Durkheim 所主張的結構效應的結果呢？

臺灣幅員小，傳播媒體發達，因此預期若是臺灣自殺率具有空間群聚現象，則其主要的原因是比較符合 Durkheim 所主張的結構效應之結果，較不符合 Tarde 所宣稱的模仿效應的結果。換言之，假若臺灣的自殺率具有空間群聚的現象，則是由於地區不利於民眾生活的結構因素條件，具有空間聚集性所導致的結果，而非因為鄰近區域民眾的自殺模仿行為所導致的空間聚集現象，主要的理由有三：

（一）十九世紀末的法國主要藉由輿論口頭傳播自殺消息，其訊息強度具有距離遞減效應，故自殺訊息僅能傳送至鄰近的區域，而無法使全國各地皆一致地接收到相同強度的訊息。與 100 多年前的法國相較，近代臺灣口頭傳播的力量已經相對減弱，自殺事件的傳播主要藉由新聞媒體與報章雜誌等途徑，其訊息傳播速度快且訊息強度不會隨地理距離增加而減弱。透過大眾傳播媒體無遠弗屆的力量，自殺新聞

得以突破地理空間的藩籬，使各區域均質地接受到自殺新聞訊息，是以近代臺灣並不會像十九世紀末的法國，出現自殺模仿效果的空間群聚現象。因此，一世紀之前資通訊技術（ICT）尚未發達成熟，Tarde 的模仿效應或許能詮釋當時法國自殺率的空間聚集現象，但是對於當代臺灣自殺率的區域空間型態，恐非 Tarde 之理論所能解釋的。

（二）美國土地面積廣達 980 多萬平方公里，故美國擁有許多區域性的電視頻道與報章雜誌，除了知名公眾人物自殺事件得以受到全國性媒體的報導之外，一般民眾的自殺事件並不會引起全國性媒體的關注，而僅會出現在地方性的新聞或報紙，因此一般民眾自殺事件新聞引起的模仿效應是區域性的，因而形成自殺率的空間聚集現象。而在地狹人稠的臺灣，獨立性地方新聞與獨立性地方報紙等小眾媒體較不流行，在全國性媒體的傳播下，不論是知名公眾人物或者是一般民眾的自殺新聞，在臺灣的傳播幾乎都是全國性的，所以自殺事件造成的可能影響是全國各地一致的，自殺新聞引起的模仿行為並不會侷限於生活於自殺事件鄰近區域的民眾，因此模仿行為可能不是導致地區自殺率空間群聚現象的原因。

（三）過去已有許多因素被用來解釋自殺率的地區差異（Lester 1988）。Stack（1982）依理論強調的差異，認為自殺現象的詮釋可以分為：文化、經濟、現代化與社會整合等不同觀點。其中，又以地區社會與經濟因素最被重視，且其影響也最具一致性（Yang et al. 1992; Chuang and Huang 1996, 1997; Middleton et al. 2003; Rezaeian et al. 2006）。社會整合或社會碎化（social fragmentation）以及資源剝奪（resource deprivation）是地區社經結構因素中對自殺死亡率影響的兩個重要因素。基本上，社會碎化相反於社會整合，當社會過於碎化，個體是孤立無援的，其身心問題無法經由社會連結與社會支持系統，加以適時處理與導正，因而造成自殺行為的增加。另一方面，資源剝奪（Townsend 1987）也已被廣泛用來探討物質剝奪對自殺率的影響（Congdon 1996; Whitley et al. 1999; Lorant et al. 2001; Evans et al.

2004)，且發現地區資源剝奪越嚴重的地區，居民的自殺率也越高；同時，這個研究發現也相當一致性。

綜合言之，本研究的第一個研究假設為「臺灣的地區自殺率會具有空間群聚的現象，是由於地區社會經濟結構因素（包括社會碎化和資源剝奪）之空間聚集所造成的，而不是自殺行為模仿效應的結果。」

四、社會碎化與自殺空間聚集

在其經典之作《自殺論》中，Durkheim ([1897]1951) 認為自殺不僅是單純的個人行為，更是一種受社會環境影響的社會現象，社會整合與社會規範的力量影響了社會中行動者的自殺行為。依據社會整合與社會規範程度的不同，自殺可分成四種類型：當社會整合程度不足時，將造成自我型自殺的上升；相反地，利他型自殺 (altruistic suicide) 則是社會過度整合的產物；另一方面，當社會規範力量瓦解時，將產生大量的迷亂型自殺；而社會規範過度嚴苛時，也會造成宿命型自殺 (fatalistic suicide) 的增加。

Baller and Richardson (2002) 將討論重點置於社會整合因素對地區自殺率的影響，而沒有考慮社會規範的作用，是因為一方面 Durkheim ([1897]1951) 在《自殺論》中，並沒有對社會規範下明確的操作型定義 (Gibbs and Martin 1964)，相較於社會整合，社會規範較難以測量；另一方面，適度的社會整合是產生社會規範的先決條件，除非有適度的社會整合，否則社會規範無法達到正常的水準 (Johnson 1965; Pope 1976)。

雖然 Durkheim 認為社會整合程度過高時，會造成利他型自殺的上升。然而，在現代社會中，社會整合甚少到達過高的程度 (Johnson 1965)。相反的，現代社會經常都是社會整合不足，造成嚴重的社會碎化，影響個人自殺傾向，進而衝擊地區自殺死亡率 (Congdon 1996; Whitley et al. 1999; Evans et al. 2004)。因此，本研究聚焦於社會碎化

(亦即社會整合不足)與區域自殺率的關係。

Gove and Hughes (1980) 認為社會整合不足的影響有下列五點：首先，當個體不能被整合到各種社會網絡時，其生活通常是無意義且空虛的；其次，孤立的個體缺乏能夠導正偏差行為的社會控制力量；第三，孤立的個體遭遇問題時，沒有他人的社會支持與回饋來協助解決問題；第四，處於孤立環境的個體，經常會退縮到自我的幻想世界，且會將問題放大化；最後，如果個體不是孤立的，當出現嚴重的情緒或行為問題時，會有人出面介入。綜言之，社會整合弱，則社會碎化。社會過於碎化，社會網絡連結與社會支持也變弱，無法對具自殺傾向者給予適時的協助和支援，導致地區的高自殺率。

一個地區人口的高離婚、高遷移及高獨居現象容易造成地區的社會碎化，因此，地區的離婚人口比、遷入人口比及獨居人口比可以作為其社會碎化的有效測量指標，進而探討其對地區自殺率的影響 (Dorling and Gunnell 2003)。首先，地區的離婚人口比可視為婚姻穩定度的反向指標，離婚人口比越高，代表該地區社會婚姻整合程度越低，而導致該地區自殺率上升。在《自殺論》中，Durkheim ([1897]1951) 使用了極大的篇幅討論婚姻狀況與自殺的關係，其認為婚姻提供自殺免疫作用，能消除自殺傾向與防止自殺傾向的產生。相對地，離婚使得離婚者脫離原本的夫妻之間聯繫，喪失婚姻的保護作用，導致離婚者具有較高的社會疏離感。此外，離婚更是個人家庭歷程中的重大挫折，使離婚者產生傷心、寂寞、孤獨等心理壓力與情緒問題，再加上離婚也可能使得離婚者失去原有的經濟來源，陷入經濟困境，以上因素均使得離婚者可能會有較高的自殺風險 (Danigelis and Pope 1979; Kposowa et al. 1995; Kposowa 2000; 陳楚杰等 2010)。總體層次的分析也同樣發現離婚率與自殺率的正向關係 (Stack 1980b, 1981a; Breault 1986; Hempstead 2006)。

地區的遷入人口比可視為地區居住穩定度的反向指標，當遷入人口比越高，代表該地區社區整合程度越低，故自殺死亡率可能越高。

已有許多研究支持上述假設（Stack 1980a, 1981b; Dorling and Gunnell 2003; Bhugra 2004）。Taylor（1982）視遷移為自殺的結構性原因，以及自殺的個人動機之一。當地區人口時常流動時，會降低該地區人口組成之穩定度，使得該地區的社會碎化程度較高，容易導致社區居民對社區缺乏認同感，並有較高的孤獨感與疏離感，進而導致自殺率上升。另外，遷移本身便是一種充滿壓力的過程，遷移者在某一程度上必須拋棄已建立的社會網絡與鄰里關係，如鄰居、朋友、同事或同學等，喪失原有的社會網絡關係和社會支持（Toffler 1971）。另外，新遷入者更須設法融入新的地區環境、尋找新的工作、建立新的社會網絡，且須進行多種社會調適，在調適的過程可能產生心理壓力（Kushner 1989; Sorenson and Shen 1996）。再加上新遷入者與當地的社區尚未建立良好的社會連結，因此亦較容易對社區感到疏離，因而可能會有較高適應不良而導致的自殺行為（Gibbs and Martin 1964）。

地區的獨居人口比可視為地區家庭關係整合程度的反向指標，當獨居人口比越高，代表該地區家庭整合程度越低，社會碎化程度愈高。Durkheim（[1897]1951）認為家庭整合能消除自我型自殺的發生，他以平均每戶人數來代表一個地區的家庭整合程度，發現法國各省的平均每戶人數與其自殺率呈負向關係。換言之，家庭整合程度愈高（平均每戶人數愈多）的省份，自殺死亡率亦愈低。

而獨居正是家庭整合最弱的家庭型態，許多居住安排（living arrangements）的研究已發現相較於非獨居者，獨自居住者不僅總死因死亡風險較高（Kobrin and Hendershot 1977），也較容易自殺（Sainbury 1955, 1972; Shneidman and Farberow 1957）。由於獨居者通常缺少正常的家庭連帶，例如配偶與血親關係（父母、兄弟姐妹或子女），或者較少和其家人互動，因而較難擁有親密的家庭關係與家人情感支持，如此孤立無援的家庭型態，容易導致其較高的疏離與孤寂感，而有較高的自殺風險（Kposowa et al. 1995）。因此，預期獨自居住人口比例愈高的地區，其家庭關係愈碎化，因而有較高的自殺死亡

率 (Kowalski et al. 1987; Hempstead 2006; Middleton et al. 2006)。綜合上述，一個地區的離婚人口比例、遷入人口比例和獨居人口比例高，則該地區的社會碎化程度高，社會整合和社會網絡連帶、社會支持性低。因此，本研究的第二個假設為「社會碎化程度愈高的地方，自殺死亡率愈高；地區社會碎化的空間聚集，導致地區自殺率的空間聚集現象。」

五、資源剝奪與自殺空間聚集

許多自殺研究發現資源剝奪越高的地區，其自殺率亦越高 (Congdon 1996; Whitley et al. 1999; Lorant et al. 2001; Evans et al. 2004)。資源剝奪越高的地區，代表有越多的貧窮人口或家戶無法獲得足夠的生活資源，包括飲食、衣服、住宅、家庭設備、居住環境、教育、工作和社會活動等，而導致自我隔離，缺乏社會參與，與社會網絡和社會支持脫節，最後導致自我型自殺可能性上升。一個地區的無工作且未就學比例、依賴比、嬰幼兒死亡率、以及農業人口比等指標，都可以代表一個地區相對的資源剝奪的情形，因此，適合用來探討地方資源剝奪對地區自殺現象的可能影響。

首先，一個地區的無工作且未就學比例越高，則地區居民的資源剝奪感會越高，可能導致地區自殺率越高。¹ 由於失業者喪失了工作角色，缺少對工作的承諾與歸屬感，因而較容易對生活感到挫折 (Brenner 1983)；而收入的減少或甚至完全喪失也經常伴隨失業而來，使失業者經濟壓力較大，因而有較高的自殺風險 (Shepherd and Barraclough 1980; Wasserman 1984b; Lewis and Sloggett 1998; Agerbo 2005)。其次，地區總體失業率反映著地區就業機會供給與就業需求結構，當失業情況愈嚴重，代表該地區缺乏工作機會，人們無法維持

1 由於受限於資料可得性，以及有研究發現退出勞動市場比失業產生的負面心理影響更大 (Goldsmith et al. 1996)。因此，本文依循 Kubrin et al. (2006)、Wadsworth and Kubrin (2007) 的做法，以無工作狀態代替失業，其包含失業者與非勞動力者。

獨立謀生的能力，造成當地的經濟剝奪感愈嚴重，可能導致自殺死亡率也愈高（Hamermesh and Soss 1974; Chuang and Huang 1997）。

另外，不在學比例也代表一個地區的教育相對剝奪的程度，不僅顯示地區教育資源的狀況，也表示地區家庭的教育投資重視程度或家庭教育資源投入的水準（李宜家等 2003）。本研究同時考慮地區居民工作層面和教育層面的可能資源剝奪，將失業者 and 未就學者合併測量，以代表一個地區工作權以及受教權之剝奪情形。預期當一個地方無法享有正常工作生活與學校生活的人愈多，則愈多人缺乏經濟能力與透過教育改善未來生活的希望或機會，因此，可能愈容易導致自殺現象的上升。

其次，一個地區人口依賴比（或稱扶養比）代表著該地區的扶養負擔大小。依賴比越高時，表示該地區的青壯年人口可能外流較嚴重，因而形成以幼年人口與老年人口為主的人口結構。一方面，一個地區之人口依賴比越高，該地區的壯年人口必須扶養的依賴人口越多，因此其生活負擔壓力可能越大，特別是老人照養問題，對壯年人口是沉重的負擔（Brodaty et al. 2005）。因此，一個地方的依賴人口愈多，不僅壯年人口的經濟負擔愈大，壯年人口的精神壓力也隨之增加（Shah 2010）。另一方面，依賴人口比例高時，幼年與老年人口乏人照顧，其物質生活水準與情感支持相對匱乏，導致生活品質和滿意度下降。Shah et al.（2008）認為扶老比低的國家，老年人口所受到的照顧相對較佳，因此老人自殺率較低，其分析結果顯示地區的扶老比對老人自殺率有顯著的正影響。綜言之，由於依賴比較高的地方，不僅壯年人口的扶養經濟負擔重，而且依賴人口所分配到的資源以及所受到的照顧也相對低，相對剝奪感強，皆可能造成地區自殺率的上升（Macpherson and Macpherson 1987; Burrows and Laflamme 2005）。

第三，許多研究發現嬰幼兒死亡風險與當地的醫療設施資源多寡（如每萬人醫師數、每萬人護士數、每萬人病床數、醫療機構可及性等）有顯著的關係（Flegg 1982; Paul 1991; Matteson et al. 1998）。因

此，一個地區的嬰幼兒死亡率代表該地的醫療品質水準。一個地方的嬰幼兒死亡率越高，代表該地區生活條件越低和醫療資源供給越不足，因此自殺嘗試者被救活的機率可能越低，導致較高的地區自殺死亡率。另外，嬰幼兒死亡可能致使家屬產生失落、憂鬱與悲傷，甚至無法彌平傷痛而萌生自殺念頭（Baller and Richardson 2002）。綜合言之，一個地區的嬰幼兒死亡率高，可能其物質生活條件低和醫療資源相對不足，地區自殺死亡率可能較高。

最後，本研究以農業人口比為地區都市化程度的反向指標，其值愈高代表該地區的農產業色彩愈高，其都市化程度愈低。雖然，目前關於地區的都市化程度對其自殺率的影響，並沒有一致的研究結論（Stack 1982），有的研究顯示自殺死亡率與都市化程度成反比（Wilkinson and Israel 1984; Saunderson et al. 1998; Dudley et al. 1998; Singh and Siahpush 2002），也有研究發現都會區有較高的自殺死亡率（Garrison 1992; Cantor and Coory 1993; Pearson 1993）。但是，我們認為臺灣農村地區可能具有以下之劣勢，導致有較高的自殺率。

第一，所得的城鄉差距，造成農村地區之自殺率高於都市區域。Stack（1982）認為所得能減輕生活壓力、使生活更有價值，因而能降低個人的自殺傾向。因此愈富裕的區域，其自殺死亡率愈低（Kowalski et al. 1987; Chuang and Huang 1997, 2007; Hempstead 2006; Wadsworth and Kubrin 2007）。歷年來臺灣地區的農家平均每戶的可支配所得僅為非農家的八成左右，而農家平均每人可支配所得更僅為非農家的七成左右而已（行政院主計處 2009）。因此農業人口比重愈高的地方，其平均所得愈低，其自殺死亡率也就可能愈高。

其次，Cheng（1995）針對臺灣東部的研究發現，超過 98% 的自殺死亡者患有精神疾病，顯示罹患精神疾病是自殺的危險因子。一方面，由於鄉村地區醫療資源、心理諮商以及社工人數相對缺乏（Middleton et al. 2006; Liu 2009），導致有身心問題的民眾無法取得專業的醫療服務與輔導，因而罹患精神疾病的比例較高，甚至進而訴

諸於自殺。另一方面，醫療急救設施的不足，也造成農村地區的企圖自殺者，有較高的比例因醫療資源不足而死亡。

另外，由於城鄉地區居民文化的差異，精神疾病患者的醫療尋求行為，在城鄉之間有所不同，造成自殺死亡率的城鄉差距。精神疾病在鄉村地區經常被污名化，致使許多鄉村地區的精神疾病患者不願尋求醫療協助，最後選擇自殺一途（Gift and Zastowny 1990; Caldwell et al. 2004）。整體而言，產業結構劣勢所形成的所得低下、醫療與諮商輔導資源的缺乏，以及文化差異所造成的就醫意願被剝奪，皆可能是導致農村地區高自殺率的原因。

綜合上述，一個地區無工作且未就學的比例、依賴人口比、嬰幼兒死亡率和農業人口比例高，則該地區的居民生活條件、生活資源和醫療資源相對低，居民相對資源剝奪感相對高。因此，本研究的第三個研究假設為「資源剝奪程度愈高的地方，自殺死亡率愈高。同時，地區自殺率的空間群聚現象，是導源於資源剝奪地區本身的群聚作用。」

六、地區自殺率的空間分析模式

Tobler (1970) 的地理學第一定律主張：任何事物都有相關性，但鄰近事物比遙遠事物相關程度更大，這種現象便稱為空間相依性（spatial dependence）或空間自相關（spatial autocorrelation）。前述 Durkheim ([1987]1951) 觀察到十九世紀末法國自殺死亡率在空間上的聚集現象，便是一種正向空間自相關，亦即自殺死亡率相似的區域傾向聚集在一起：高自殺率區域的周遭多為高自殺率的區域，而低自殺率區域的周圍也多為低自殺率的區域。²

空間相依性因形成的機制可區分為實質式空間相依性（substantive

2 負向空間自相關則為屬性值相異的空間單元群聚之現象，其型態如同西洋棋棋盤黑白相間。

spatial dependence) 與干擾式空間相依性 (nuisance spatial dependence) (Anselin and Rey 1991)。實質式空間相依性表示地區之間的社會現象並非獨立存在，而是與周遭區域透過空間互動，和鄰近空間單元之社會現象有所關連，而形成空間自相關的情形。經濟學的空間外溢效應 (spatial spillovers effect) 與空間外部性 (spatial externality)、社會學的鄰近效應 (neighborhood effect) 以及流行病學的空間擴散 (spatial diffusion) 都是屬於這種實質性空間相依性的情形。在自殺現象的空間相關性之解釋上，Tarde (1903) 所主張的自殺「模仿效應」而導致空間聚集的現象就是屬於社會現象空間分析的「實質式空間相依性」特徵。亦即區域間透過自殺訊息的傳播，造成人們模仿毗鄰區域的自殺行為，因而受到毗鄰區域的自殺發生之影響：一個區域的高自殺率導致其鄰近區域的自殺率也增高，而呈現地區自殺率的空間聚集型態。

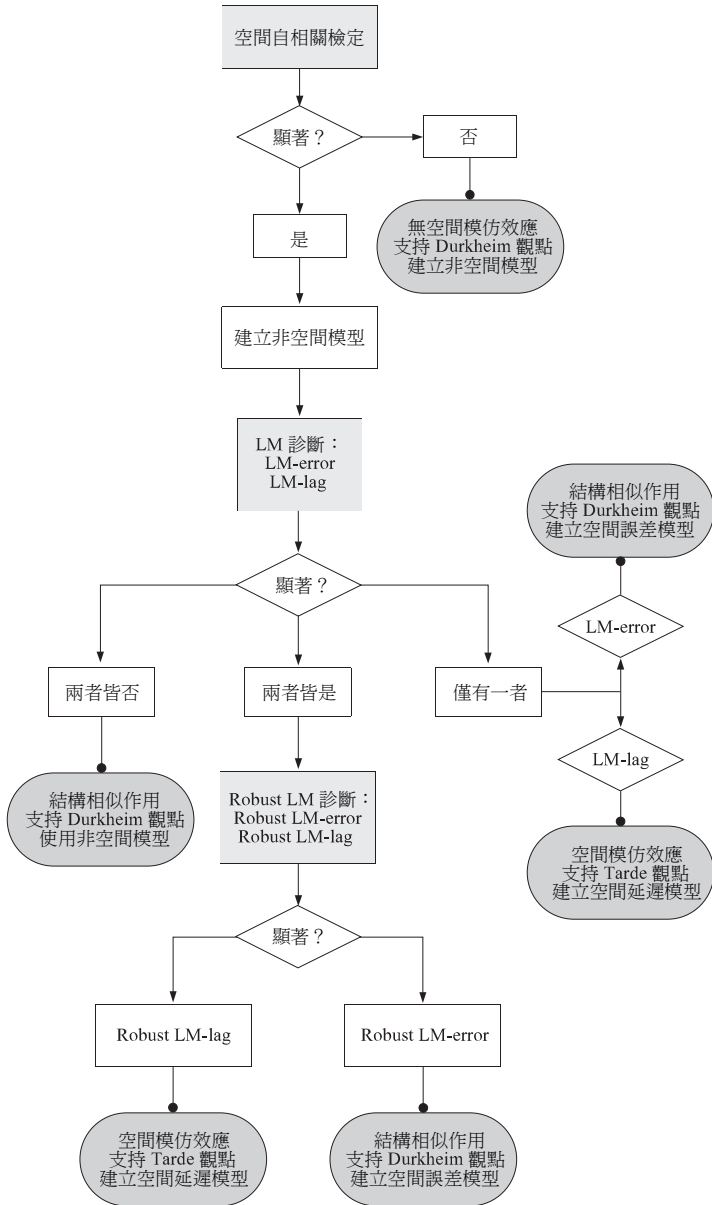
而社會現象空間分析的干擾式空間相依性，是指影響研究現象的因素具有空間聚集，因而造成研究現象的空間聚集。也就是說自變數的空間聚集造成了依變數的空間相依性。然而，在設定解釋模式（如迴歸模型）時，有些影響因素是無法被測量的，因此研究者經無法將所有影響因素皆納入考量，因而遺漏一個或一個以上具有空間自相關型態的解釋變項，導致其空間關連型態反映在估計結果的殘差項上，造成殘差項違反空間單元必須獨立的假定條件。另外，干擾式空間相依的第二種可能原因，是空間單元不一致的問題所產生，也就是研究現象的實質分析之空間單元邊界與原始空間統合資料之空間單元邊界，因故有不吻合的情形，而導致殘差關連問題。在自殺率的空間分析中，Durkheim 所言的「結構效應」所導致的空間聚集現象，就是屬於上述第一種原因的干擾式空間相依性。亦即，地區自殺率具有空間聚集的現象，並不是區域藉由地理鄰近性產生自殺現象的相互影響，而是相鄰區域具有相似的不利於居民生活之空間環境結構因素，因此而有地區自殺率的空間聚集現象。

本研究即透過臺灣不同地區的自殺率之空間分析，確認臺灣自殺率的空間關係是屬於實質式空間相依性，還是干擾式空間相依性，以回答地區自殺率之空間聚集現象是符合 Tarde 所主張的自殺「模仿效應」或 Durkheim 所言的「結構效應」。若是地區自殺率的空間關係是屬於實質式空間相依性，則臺灣的自殺率符合 Tarde 所主張的自殺「模仿效應」。相反地，若是地區自殺率的空間關係是屬於干擾式空間相依性，則臺灣的自殺率符合 Durkheim 所言的「結構效應」。

七、本研究假設檢定

空間分析的模型設定策略上，Florax et al. (2003) 研究發現：相較於逆向逐步 (backward stepwise) 方法，正統古典策略 (canonical classical strategy) (亦稱為古典順向逐步，classical forward stepwise) 的區辨效果較佳。為了驗證前述的研究假設，本文採用正統古典策略，來進行研究假設之檢驗，其程序如圖 2，以說明地區自殺率有無空間聚集現象，及它是模仿效應和結構效應的空間聚集現象的確認過程。

首先，先以探索式空間資料分析 (exploratory spatial data analysis, 簡稱 ESDA) 之全域型空間關連指標 Moran's I 與區域型空間關連指標 (local indicators of spatial association, 簡稱 LISA) 進行空間自相關檢定，以確定自殺現象是否有空間聚集的現象。探索式空間資料分析之全域型空間關連指標和區域型空間關連指標扼要內容，置於附錄 1 中。倘若自殺率無顯著的空間聚集現象，則顯示自殺不可能有空間模仿效應，則僅需進行「非空間 OLS 迴歸模型」，進一步檢驗地區之社會碎化與資源剝奪對其自殺率的影響。倘若自殺呈現顯著的空間自相關，則表示地區自殺率具有空間聚集的現象，此時需先建立非空間 OLS 迴歸模型，將「社會碎化」與「資源剝奪」的空間變異型態納入考量，然後針對非空間 OLS 迴歸模型之殘差項進行「LM 診斷」(Lagrange multiplier diagnostics) (Burridge 1980; Anselin 1988b)。



資料來源：修改自 Anselin (2005)

圖 2 研究假設檢定程序

「非空間OLS模型LM診斷」分為兩種：LM-lag (Lagrange multiplier test for spatial-lag dependence) 和 LM-error (Lagrange multiplier test for spatial-error dependence) 診斷。如果 LM-lag 與 LM-error 與皆未達統計顯著性，則表示地區自殺率的空間聚集單純是社經結構因素的空間聚集所造成的，故支持 Durkheim 地區結構相似的效應。此時，非空間OLS迴歸模型是適切的，其參數估計結果可以用來探討地區社會碎化與資源剝奪如何影響其自殺率。

若僅 LM-lag 顯著而 LM-error 不顯著，則表示自殺空間聚集的現象，是因為空間延遲過程 (spatial lag process) 的結果，即空間交互作用在空間過程發生影響力，因此自殺的空間型態為實質式空間相依性，支持 Tarde 的空間模仿效應假說，不支持 Durkheim 的宣稱。此時，需要進一步使用「空間延遲模型」(spatial lag model) 來估計空間模仿效應的大小 (空間延遲係數)，同時修正非空間模型的偏誤。

相反的，若 LM-error 顯著而 LM-lag 不顯著，則表示自殺現象的空間聚集是由於空間誤差過程 (spatial error process) 的結果，即自殺的空間自相關現象是由於某些具有空間聚集的影響變項 (包括納入迴歸模型的變項與遺漏變項) 的作用，因此，空間自相關型態為干擾式空間相依，而支持 Durkheim 的結構效應說。接著再進一步採用「空間誤差模型」(spatial error model)，將遺漏變項納入分析考量，以修正非空間模型的估計結果。空間延遲模型和空間誤差模型扼要內容，置於附錄 2 中。

倘若在相同的顯著水準之下，LM-lag 與 LM-error 皆達統計顯著，則需進一步再進行 Robust LM 診斷 (Anselin and Florax 1995; Anselin et al. 1996)。同樣地，Robust LM 診斷也分為兩種：Robust LM-lag 和 Robust LM-error 檢驗。若 Robust LM-lag 顯著，則支持 Tarde 的觀點，進行「空間延遲模型」分析。反之，若 Robust LM-error 顯著，則支持 Durkheim 的看法，進行「空間誤差模型」分析。

進行空間分析時，需使用空間權重矩陣 (spatial weight matrix)，

以表達區域之間的空間鄰近性 (spatial proximity)。最常見的設定方式包括：(1) 以空間單元邊界相鄰為基準 (contiguity-based)；(2) 以空間單元之門檻距離為基準 (distance-based)；(3) 以最近的K個鄰近空間單元為基準 (K-nearest neighbors)。詳細的討論請參見 Haining (2003)、Schabenberger and Gotway (2005) 與 Dubin (2009)。

參、資料來源與變項測量

一、資料來源

本文探討議題為區域自殺率，故面臨所謂的可變區域單元問題 (modifiable areal unit problem, 簡稱 MAUP) (Openshaw and Taylor 1981; Arbia 1986; Fotheringham and Wong 1991)。為了瞭解臺灣各地區自殺死亡率的空間聚集性，並檢驗 Tarde 的模仿效應和 Durkheim 的結構效應解釋的適用性，本研究所採用的分析空間單元為「鄉鎮市區」。本研究不以「縣市」為分析單元的理由有三：首先，倘若臺灣的自殺現象確實有 Tarde 所言的空間模仿效應，則使用縣市做為空間單元進行分析，會因為各縣市的空間範圍過大，無法有效捕捉各縣市內的鄉鎮市區社會經濟結構之確實差異，而可能掩蓋了空間模仿效應，造成虛假性地支持 Durkheim 的結構效應說。其次，相較於鄉鎮市區，各縣市之內部異質性過高 (胡幼慧等 1990)，如臺北縣轄有社經條件幾乎等同於臺北市的板橋、中和與永和市，卻也有經濟發展程度落後的烏來、貢寮與雙溪等偏遠鄉鎮；因此，如果以縣市做為分析單元，將使得自殺率的空間變異情形被大幅消除，而無法有效探究自殺率的空間差異與原因。第三，由於臺灣僅有 25 個縣市，因此若使用縣市做為分析單元，將因觀察體數目過少，導致計量模型的自由度不足，造成分析參數估計的困難。

本研究的地區自殺死亡率和嬰幼兒死亡率計算自各地區之自殺死亡人數與嬰幼兒死亡人數，以及該地區之人口總數與嬰幼兒人口數。其中各地區自殺死亡人數與嬰幼兒死亡人數取自於行政院衛生署 1979-1981 年、1989-1991 年以及 1999-2001 年的死因統計資料原始檔，而各年度各地區（鄉鎮市區）人口數以及社會經濟變項則取自 1980 年、1990 年及 2000 年的戶口及住宅普查資料原始檔。

由於 1994 年之前的死因統計資料並未含括金馬地區資料，為了維持研究範圍的一致性，本研究未將金馬地區之鄉鎮納入分析。此外，以邊界相鄰關係（Queen）設定空間權重矩陣時，外島區域將面臨完全無鄰域的情況，亦即在空間權重矩陣中，外島空間單元該列元素值全為零，造成計量分析上的問題，故本研究分析範圍限定於臺灣本島的所有鄉鎮市區，而將外島地區在分析中加以排除（Baller and Richardson 2002）。本研究之依變項自殺率的計算，係採用各鄉鎮市區自殺死亡人數的三年平均值，以降低時間波動（fluctuation）的影響，因此必須將在研究期間（1979-1981 年、1989-1991 年及 1999-2001 年）歷經行政區變動的鄉鎮市區進行合併等調整。³ 最後納入分析的鄉鎮市區空間單元數為：1980 年 352、1990 年 347、2000 年 350。

二、變項測量⁴

本研究依變項為各地區（鄉鎮市區）每十萬人口的自殺死亡率。⁵ 根據行政院衛生署的死因統計資料，臺灣 15 歲以下人口甚少發行自殺死亡情況，因此，本研究的自殺率之計算對象限定為 15 歲以上人口（Chuang and Huang 1997, 2007; Lin and Lu 2006; Middleton et al.

3 主要為 1989-1991 年的臺北市、新竹市以及嘉義市。

4 各自變項與依變項之操作型定義，以及描述性統計資料請參見附錄 3 與附錄 4。

5 為了與本文的對話對象 Baller and Richardson (2002) 的分析結果進行比較，我們不對自殺率進行標準化。

2008)。⁶ 由於地區自殺死亡率係依據鄉鎮市區的年度別計算，且自殺死亡屬於稀少事件，特別是某些人口較少的山地鄉，其自殺死亡事件發生的頻率相當低，為了消除死亡率的不規則時間波動（Gove and Hughes 1980），以獲得較為穩定的鄉鎮市區自殺死亡率，其計算之分子採用各鄉鎮市區自殺死亡人數的三年平均值（Kowalski et al. 1987; South and Tolnay 1992; Baller and Richardson 2002），而不採用單獨一年的自殺死亡人數。以一個地區 1980 年自殺率計算方式為例，分子為 1979 年、1980 年及 1981 年該鄉鎮市區 15 歲以上自殺死亡人數總和除以 3，而分母則為該鄉鎮市區 1980 年 15 歲以上人口數，再乘以十萬人，即為該地區 1980 年的自殺死亡率。

各鄉鎮市區的社會碎化程度分別由該地區的離婚人口比例、遷入人口比例及獨居人口比例三個指標變項加以測量。當這三個指標的測量值愈高，分別代表此地區的社會碎化程度越高，其整合程度也愈低。離婚人口比例為 15 歲以上的離婚人口占 15 歲以上人口的百分比，其值愈高代表該地區婚姻穩定度愈低。遷入人口比例為居住於一地區未滿五年的 15 歲以上人口數，相對於該地區 15 歲以上總人口數，其值愈高，代表此地居住穩定性愈低。獨居人口比例為各鄉鎮市區的單身家戶之 15 歲以上人口數占該地區 15 歲以上人口總數的百分比，其值愈高代表此鄉鎮市區的人口中有愈高比例缺乏正常家庭網絡支持。預期一個地區的離婚人口比例越高、遷入人口比例越高或獨居人口比例越高，則該地區社會碎化程度會越高，其地區自殺率也會越高。

各鄉鎮市區的資源剝奪以該地區無工作且未就學比例、依賴比、嬰幼兒死亡率以及農業人口比例四個變項加以測量。無工作且未就學比例為一個地區無就業且未就學的 15 歲以上人口占該地區 15 歲以上

6 例如 2000 年 10 至 14 歲年齡組每十萬人口自殺死亡數為 0.5，10 歲以下為 0，而 15 至 19 歲年齡組則達 2.0（行政院衛生署 2007）。

人口的百分比。依賴比為鄉鎮市區的幼年人口和 65 歲及以上老年人口，相對於壯年人口（15 歲至 64 歲）指數。嬰幼死亡率為一個地區未滿 4 歲人口死亡數占其未滿 4 歲人口數的比例，以千分率表之。農業人口比例為一個地區居民從事第一級產業的人口數，占該地區總就業人口數的百分比。預期一個地區的無工作且為就學比例、人口依賴比、嬰幼兒死亡率或農業人口比例越高，則該地區居民的之經濟資源條件愈不利，資源剝奪感越高，會有愈高的地區自殺死亡率。

由於使用不同的權重矩陣可能產生不同的分析結果，為確保研究結果的穩健性，因此，本研究所進行的空間分析採用了三種不同的空間權重矩陣設計，第一種以邊界鄰接關係為基準，稱為 Queen1 空間權重矩陣，其各年份的平均鄰域數目為均約為 5.5 個（如圖 3(A)所示）。其次，第二種空間關係設定方式以地區間的距離（門檻距離）為基準。由於當門檻距離設定小於 28 公里時，會出現某些空間單元沒有鄰域的情形，因此，本研究採用最接近的十整數值 30 公里為門檻值，稱為 Dis30 空間權重矩陣。Dis30 的平均鄰域數目 1980 年為 33.2 個、1990 年為 32.2 個、2000 年為 32.6 個（如圖 3(B)所示）。最後，以最近的 K 個鄰近空間單元的方式定義空間權重矩陣，本研究 K 值的決定採用以 Queen1 與 Dis30 平均鄰域數目的平均值（20 個）作為最近的鄰域數，稱為 K20，每個地區各年份的平均鄰域數目當然皆為 20（如圖 3(C)所示）。預期本研究這三種不同的空間權重矩陣設計，對於地區自殺率的空間聚集性和其解釋命題的驗證結果，應該會具有研究結果的穩健性，不致於產生不同的研究結論。

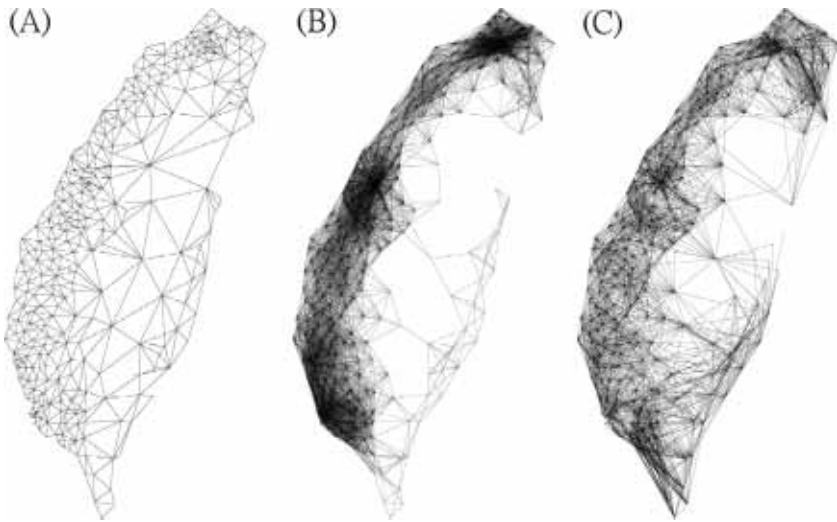


圖 3 空間權重矩陣示意圖—以 1980 年為例
(A)Queen1 (B)Dis30 (C)K20

肆、分析結果⁷

一、臺灣的地區自殺率有空間聚集現象嗎？

本研究首先檢驗臺灣鄉鎮市區的自殺死亡率是否具有空間聚集的現象。表 1 為研究的三個不同年度，各地區之自殺死亡率、社會碎化與資源剝奪各指標變項，在三種不同的空間權重矩陣設定之下，其全域型空間自相關指標 Moran's I 值及其顯著水準。結果顯示：不論使用那一種空間權重矩陣，1980、1990 及 2000 年地區自殺死亡率的 Moran's I 皆為正值且均達 0.1% 的統計顯著水準，因此，拒絕各地區自

7 探索式空間資料實證分析使用的軟體為 GeoDa，可於下列網址免費下載：<http://geodacenter.asu.edu/software/downloads>。而空間計量經濟實證分析使用的軟體為 R 的 spdep 套件，可於下列網址免費下載：<http://cran.r-project.org/web/packages/spdep/index.html>。

殺率是一種空間隨機現象之虛無假設。這表示 1980、1990 及 2000 年，臺灣各鄉鎮市區的自殺死亡率皆具有空間聚集的現象。高自殺率的地區，其周圍地區也都是高自殺死亡率的地區⁸。反之亦然。

表 1 研究變項全域型空間自相關指標 Moran's I

變項	1980 年			1990 年			2000 年		
	Queen1	Dis30	K20	Queen1	Dis30	K20	Queen1	Dis30	K20
依變項									
自殺死亡率	0.409	0.242	0.232	0.373	0.231	0.218	0.316	0.207	0.176
自變項									
社會碎化									
離婚人口比例	0.550	0.386	0.368	0.616	0.405	0.395	0.643	0.433	0.424
遷入人口比例	0.698	0.426	0.581	0.639	0.364	0.507	0.389	0.237	0.283
獨居人口比例	0.483	0.327	0.374	0.372	0.195	0.203	0.496	0.245	0.264
資源剝奪									
無工作且未就學比例	0.455	0.233	0.289	0.391	0.219	0.257	0.328	0.207	0.230
依賴比	0.395	0.112	0.189	0.349	0.226	0.254	0.549	0.386	0.426
嬰幼兒死亡率	0.395	0.268	0.259	0.223	0.150	0.137	0.161	0.117	0.120
農業人口比例	0.704	0.464	0.572	0.725	0.492	0.604	0.708	0.491	0.544

註 1：空間隨機排列 (permutation) 檢定，次數 9999

註 2：在 $\alpha = 0.001$ 下，所有數值皆達統計顯著

接著，觀察其時間趨勢，無論是使用那一種空間權重矩陣 (Queen1、Dis30 或 K20)，各地區自殺死亡率的 Moran's I 值皆隨時間愈來愈小，亦即全域型空間自相關的現象，在 1980 年最強，1990 年次之，2000 年空間聚集型態則較弱，但是其空間聚集的現象都是明顯的。另外，我們也發現：各地區的社會碎化和資源剝奪的各指標變

8 此處「高」與「低」自殺率，分別指高於與低於平均值，節細請參考附錄 1 之 Moran's I 公式。

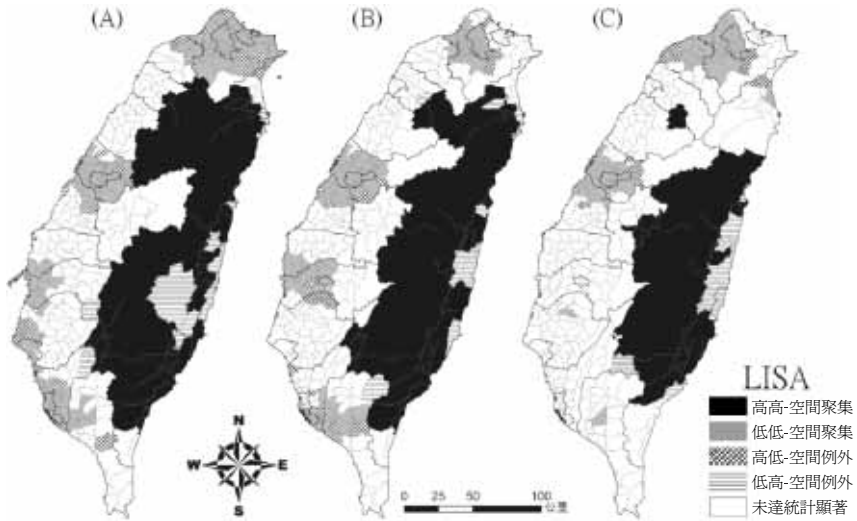
項，也都各自呈現明顯的空間聚集現象。

單就地區自殺率的現象本身來看，上述空間聚集的時間趨勢似乎支持 Tarde 的自殺模仿效應說。換言之，如果地區自殺現象確實存在模仿的空間聚集，則隨著大眾傳播媒體的發達，自殺模仿的空間效應日趨減弱，自殺行為的空間聚集情形也必然愈來愈減弱。然而，若單獨從個別的社會經濟結構因素來看，各地區的社會碎化和資源剝奪呈現空間聚集的情形，似乎也支持 Durkheim 宣稱的自殺現象的結構效應所呈現的空間聚集。顯然地，臺灣各地區의自殺率與其社會經濟結構因素（包括社會碎化與資源剝奪）的確存在空間聚集的現象。但是，這樣的自殺空間聚集現象，究竟是自殺的模仿效應，還是僅是地區社會經濟結構因素的影響效應，則仍需進一步的空間計量經濟模型（包括「空間誤差模型」和「空間延遲模型」）的分析。

二、臺灣的自殺空間聚集在哪裡？

前面的分析，我們發現：臺灣各地區的自殺率與其社會經濟結構因素（包括社會碎化與資源剝奪）的確存在空間聚集的現象。我們有必要進一步確認其空間聚集的詳細情形，亦即區辨空間聚集的所謂熱區與冷區分別在那裡。因此，我們繼續以區域型空間關聯指標（LISA）地圖來視覺化臺灣各鄉鎮市區的自殺死亡率之空間分佈型態（如圖 4 所示）。圖 4 中顯示各年份的山地鄉與東部鄉鎮多為自殺死亡率的熱區（黑色區域），而都會區則為自殺死亡率的冷區（灰色區域）；亦即山地鄉與東部地區為高自殺死亡率的聚集區域，而都會區則為自殺死亡率較低的聚集區域。⁹ 另外，可以發現少數屬於空間關連例外的鄉鎮。本身為高自殺率而周圍為低自殺率的區域（網格區域），大多為都會區邊緣的鄉村（例如：臺北縣石碇鄉、臺中縣新社鄉）；相反地，本身為低自殺率而周圍為高自殺率的區域（橫線區

9 此處「高」與「低」自殺率，同樣以平均值為基準，節細請參考附錄 1 之 LISA 公式。



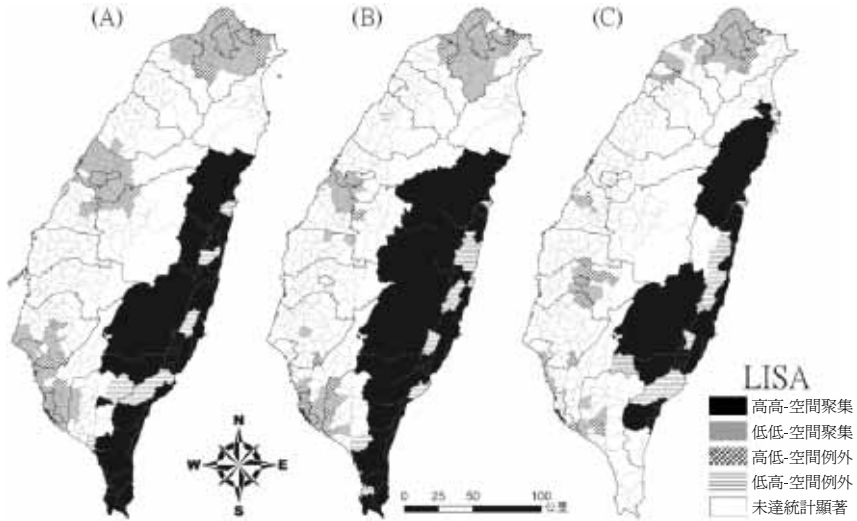
註：空間隨機排列檢定，次數 9999， $\alpha=0.05$ ，K20

圖 4 自殺死亡率 LISA 地圖 (A)1980 年 (B)1990 年 (C)2000 年

域)，則多為與山地鄉鄰接的平地市鎮（例如：宜蘭縣的蘇澳鎮、高雄縣美濃鎮）。

觀察各年度的地區自殺率空間聚集變化，可以發現自殺的空間聚集範圍有縮小的趨勢。在 1980 與 1990 年為自殺冷區的南部各都會區（嘉義、臺南與高雄），到了 2000 年已非低自殺率的空間聚集區了；而先前為自殺熱區的北部山地鄉，到了 2000 年同樣變轉為非自殺熱區。這樣的各地區自殺率的空間聚集變化，支持了前面全域型空間自相關指標所呈現的空間聚集型態減弱現象，且顯示臺灣南北區域自殺率的空間聚集之差異有擴大的情形；亦即由早期南北皆有自殺熱區與冷區，轉變為北部以自殺冷區為主，南部以自殺熱區為主的型態。

上一節全域型空間自相關的分析結果顯示：臺灣各地區的社會碎化和資源剝奪現象有明顯的空間聚集現象，我們進一步繪製嬰幼兒死亡率的 LISA 地圖（如圖 5）。從中我們發現嬰幼兒死亡率的空間聚



註：空間隨機排列檢定，次數 9999， $\alpha=0.05$ ，K20

圖 5 嬰幼兒死亡率 LISA 地圖 (A)1980 年 (B)1990 年 (C)2000 年

集情形與自殺死亡率的聚集情形有相當程度的一致性。例如，各大都會區同樣為低死嬰幼兒死亡率的空間聚集區，而山地鄉與東部區域亦為嬰幼兒死亡率的熱區。不過，此與 Durkheim ([1897]2005) 當年僅用肉眼比對自殺率地圖與社會結構地圖的重合程度一樣，這樣的觀察結果會過於主觀，我們需要更精準的統計分析來解答自殺死亡率空間聚集與社會經濟結構環境空間聚集兩者的關連性。因此，下一節繼續分析自殺空間聚集是模仿效應或結構效應的結果。

三、自殺空間聚集是模仿效應或結構效應？

前一節的探索式空間資料分析，發現臺灣各地區的自殺死亡率具有顯著的空間聚集現象，與 Baller and Richardson (2002) 在法國與美國的發現一致，似乎暗示著臺灣的地區自殺現象可能是空間模仿效應的結果，即一個地區有較高的自殺率將擴散到其鄰近地區，造成其周

圍地區也有較高的自殺率。不過，上述自殺死亡率的空間聚集現象，也有可能純粹是影響地區自殺死亡率的社會經濟環境因素的空間聚集所造成之結果。為了探究臺灣各地區自殺率的空間聚集現象是模仿效應或結構效應的結果，本研究先進行非空間模型（OLS）分析，再針對模式殘差進行空間自相關檢定，以區辨空間聚集現象是空間延遲過程（支持模仿效應），還是空間誤差過程（支持結構效應）。最後根據適切的空間模式進行分析，以修正非空間模型的偏誤，同時並檢驗地區之社會碎化與資源剝奪對自殺死亡率的影響。

表 2 列出三個不同年度之非空間 OLS 模型估計結果。¹⁰ 各年度解釋的變異量約為 34%至 44%。由於非空間 OLS 模式分析的是當年度各地區的橫斷面資料，因此，上述的分析結果顯示各地區社會碎化的三個指標變項（包括離婚人口比例、遷入人口比例和獨居人口比例）和資源剝奪的四個指標變項（包括無工作且未就學比例、人口依賴比、嬰幼兒死亡率和農業人口比例）對地區的自殺率有一定的解釋能力。

針對非空間 OLS 模型估計結果（表 2）之殘差，進行空間延遲過程和空間誤差過程的空間分析，其結果列於表 3。首先，觀察 Moran's I 值，與表 2 自殺率的 Moran's I 相較，可以發現在考慮社會碎化與資源剝奪因素之後，Moran's I 值皆有所下降。以 Queen1 為例，三個年度的 Moran's I 分別由 0.409、0.373 以及 0.316 下降至 0.209、0.188 以及 0.126。顯示臺灣自殺率的空間聚集型態，一部份確實是社會碎化與資源剝奪因素的空間聚集特性所導致，這樣的結果符合我們研究預期。

10 除 1980 年的農業人口比變項外（VIF=4.89），其餘自變項的 VIF 值皆小於 4，顯示各年度的迴歸模型並無顯著多元共線性問題。而考量一致性，本文並未將 1980 年的農業人口比變項排除於迴歸模型之外。完整的各年份變異數膨脹係數（VIF）表請連絡本文通訊作者。

表2 非空間 OLS 模型

變項	1980年		1990年		2000年	
常數項	-16.804	(11.717)	-48.135	*** (11.469)	-17.129	* (7.736)
社會碎化						
離婚人口比例	9.398	*** (1.526)	8.749	*** (1.088)	1.373	* (0.600)
遷入人口比例	-0.084	(0.121)	-0.113	(0.114)	0.003	(0.115)
獨居人口比例	0.896	(0.668)	0.142	(0.567)	-0.027	(0.230)
資源剝奪						
無工作且未就學比例	-0.368	(0.218)	-0.054	(0.170)	0.253	(0.139)
依賴比	0.385	* (0.171)	0.802	*** (0.152)	0.356	** (0.124)
嬰幼兒死亡率	0.248	* (0.116)	1.350	** (0.503)	2.710	*** (0.363)
農業人口比例	0.394	*** (0.096)	0.234	*** (0.061)	0.143	** (0.051)
Adjusted-R ²	0.4354		0.3719		0.3449	
AIC	2940.50		2755.15		2627.05	
N	352		347		350	

註 a：括號中為標準誤

註 b：*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05 (雙尾檢定)

表3 非空間 OLS 模型殘差空間自相關檢定

年份	空間權重矩陣	Moran's I	LM-lag	LM-error	RobustLM-lag	RobustLM-error
1980	Queen1	0.209	*** 35.336	*** 40.230	*** 1.637	6.531 *
	Dis30	0.136	*** 26.403	*** 65.497	*** 0.009	39.103 ***
	K20	0.100	*** 15.744	*** 35.084	*** 0.040	19.380 ***
1990	Queen1	0.188	*** 34.323	*** 31.676	*** 4.306	* 1.660
	Dis30	0.097	*** 24.116	*** 35.663	*** 1.562	13.109 ***
	K20	0.094	*** 23.873	*** 30.927	*** 1.892	8.946 **
2000	Queen1	0.126	*** 14.592	** 16.967	*** 0.237	2.612
	Dis30	0.056	*** 10.298	** 11.841	*** 1.382	2.925
	K20	0.036	*** 3.740	4.523	* 0.299	1.082

註：*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05

然而，進一步觀察，不論使用何種空間權重矩陣，三個年度的 Moran's I 值仍皆顯著大於 0，代表非空間 OLS 模型並沒有充分解釋地區自殺死亡率的空間差異，而存在（地區）殘差相關的現象，可見非空間 OLS 模式誤差項相互獨立的基本假定並不符合，因此，以非空間 OLS 模式進行的參數估計並非最佳線性不偏估計值。因此，各地區的社會碎化與資源剝奪對自殺率之影響分析，不能僅使用非空間 OLS 的模式分析，而需要使用空間迴歸模型加以修正。

表 3 也列出進一步進行 Lagrange multiplier 診斷的結果，以確認地區自殺率的空間聚集到底是何種空間機制（模仿效應或結構效應）作用於其中。1980 年三種空間權重矩陣的 LM-lag 與 LM-error 皆達 0.1% 的統計顯著性，因此，再進一步觀察其 Robust LM 檢定結果，結果發現僅有 Robust LM-error 達統計顯著。是故 1980 年的臺灣各地區自殺率的空間聚集支持 Durkheim 結構效應說。

在 0.1% 的統計水準之下，1990 年的三種空間權重矩陣使用下的 LM-lag 與 LM-error 同樣皆達統計顯著。再進一步使用 Robust LM 診斷，則出現不一致的結果，Queen1 的 Robust LM 檢定結果，支持空間延遲過程，而 Dis30 與 K20 的 Robust LM 檢定結果則皆支持空間誤差過程。觀察其檢定值，可以發現 Dis30 與 K20 提供較強的證據支持結構效應說，而 Queen1 支持空間模仿效應假說的證據則較弱。我們進一步使用六種空間範圍更大的空間權重矩陣進行檢定，六者 Robust LM-error 皆顯著，而 Robust LM-lag 則皆不顯著。故整體而言，1990 年的 LM 檢定同樣較傾向於支持 Durkheim 結構效應的看法。

最後，2000 年 Queen1 與 Dis30 的 LM 診斷結果，皆顯示支持空間誤差過程的證據較明確。K20 的 LM-error 在 5% 的顯著水準之下，達統計顯著性，而 LM-lag 則未顯著，同樣支持空間誤差過程。故無論使用何種空間權重矩陣，2000 年臺灣各地區死亡率空間聚集現象，

皆一致支持結構效應的結果說。¹¹

綜合上述的非空間OLS模型殘差之空間自相關檢定結果，我們發現在考慮了社會碎化與資源剝奪因素之後，其迴歸模型的殘差仍有顯著的空間聚集型態。這結果顯示：地區的社會碎化和資源剝奪共七個指標變項，並沒有完全解釋地區自殺率的空間聚集現象。換言之，地區自殺率的空間聚集現象，除了地區的社會碎化和資源剝奪共七個指標變項的影響外，應該還有受到其他未測量變項的影響。而更重要的是，本研究發現臺灣自殺死亡率的空間群聚現象，是 Durkheim 所言之「結構效應」之結果，而非 Tarde 的「模仿效應」。

四、區域社經結構如何影響自殺率？

最後，依據非空間模型殘差的空間自相關檢定結果，本研究進一步使用空間誤差模型分析，以修正非空間OLS模型因忽略干擾式空間相依性，所造成的模式參數估計偏誤，以確實掌握考慮干擾式空間相依性後的空間分析結果，瞭解地區社會碎化和資源剝奪對地區自殺率的影響效果。表4、表5與表6分別為使用 Queen1、Dis30 以及 K20 三種不同的空間權重矩陣之空間誤差模型的分析結果。使用三種空間權重矩陣的分析結果並無顯著差異，顯示本研究結果具有穩健性。以下以表4的估計結果進行說明。

11 為了進一步確認研究結果的穩健性，我們分別使用了空間範圍更大的權重矩陣進行分析，包括 Queen2、Queen3、Dis40、Dis50、K30 與 K40，LM 診斷結果同樣皆支持 Durkheim 的看法。

表 4 Queen1 空間誤差模型

變項	1980 年		1990 年		2000 年	
常數項	-5.903	(12.719)	-40.624	*** (11.685)	-14.508	(8.057)
社會碎化						
離婚人口比例	8.990	*** (1.511)	7.501	*** (1.199)	1.646	* (0.659)
遷入人口比例	-0.051	(0.126)	-0.085	(0.118)	-0.046	(0.115)
獨居人口比例	0.489	(0.658)	-0.567	(0.556)	-0.032	(0.244)
資源剝奪						
無工作且未就學比例	-0.385	(0.225)	-0.058	(0.171)	0.174	(0.144)
依賴比	0.226	(0.182)	0.745	*** (0.157)	0.382	** (0.133)
嬰幼兒死亡率	0.343	** (0.106)	1.056	* (0.468)	2.512	*** (0.347)
農業人口比例	0.356	*** (0.101)	0.254	*** (0.064)	0.120	* (0.056)
空間誤差項	0.434	*** (0.067)	0.452	*** (0.066)	0.283	*** (0.076)
空間誤差項概似比檢定	34.61	***	31.80	***	12.99	***
AIC	2905.89		2723.36		2614.06	
N	352		347		350	

表 5 Dis30 空間誤差模型

變項	1980 年		1990 年		2000 年	
常數項	-7.844	(12.014)	-39.419	** (12.050)	-12.085	(8.096)
社會碎化						
離婚人口比例	8.993	*** (1.519)	7.829	*** (1.186)	1.738	* (0.650)
遷入人口比例	-0.019	(0.116)	-0.086	(0.115)	-0.078	(0.114)
獨居人口比例	0.036	(0.650)	-0.487	(0.564)	-0.087	(0.235)
資源剝奪						
無工作且未就學比例	-0.346	(0.211)	-0.033	(0.166)	0.196	(0.144)
依賴比	0.232	(0.169)	0.670	*** (0.158)	0.331	** (0.135)
嬰幼兒死亡率	0.355	** (0.108)	1.214	* (0.482)	2.530	*** (0.352)
農業人口比例	0.401	*** (0.098)	0.279	*** (0.064)	0.132	* (0.056)
空間誤差項	0.644	*** (0.088)	0.570	*** (0.102)	0.392	*** (0.130)
空間誤差項概似比檢定	33.73	***	22.13	***	8.15	**
AIC	2906.77		2733.03		2618.90	
N	352		347		350	

表 6 K20 空間誤差模型

變項	1980 年		1990 年		2000 年	
常數項	-11.817	(12.295)	-46.327 ***	(11.874)	-14.121	(8.024)
社會碎化						
離婚人口比例	9.050 ***	(1.530)	7.646 ***	(1.165)	1.409 *	(0.632)
遷入人口比例	-0.039	(0.121)	-0.053	(0.116)	-0.027	(0.115)
獨居人口比例	0.637	(0.661)	-0.373	(0.558)	-0.035	(0.236)
資源剝奪						
無工作且未就學比例	-0.412	(0.218)	-0.029	(0.169)	0.219	(0.143)
依賴比	0.325	(0.176)	0.775 ***	(0.157)	0.332 *	(0.132)
嬰幼兒死亡率	0.242 *	(0.112)	1.186 *	(0.482)	2.673 ***	(0.357)
農業人口比例	0.424 ***	(0.099)	0.302 ***	(0.065)	0.147 **	(0.054)
空間誤差項	0.496 ***	(0.107)	0.513 ***	(0.105)	0.291 *	(0.140)
空間誤差項概似比檢定	22.16 ***		22.34 ***		3.94 *	
AIC	2918.34		2732.81		2623.11	
N	352		347		350	

註 a：括號中為標準誤。註 b：最大概似估計法。註 c：*** p < 0.001; ** p < 0.01; * p < 0.05 (雙尾檢定)

表 4 結果顯示：一個地區的離婚人口比例對地區自殺率的影響，在三個年度皆顯著大於零，顯示婚姻穩定性愈低的鄉鎮，有愈高的地區自殺死亡率。三個年度的影響係數，經迴歸係數相等性檢定（即虛無假設為：年度間的離婚人口比例對自殺率的影響效果沒有差異）（Clogg et al. 1995），結果顯示 1980 年至 2000 年的離婚人口比例對地區自殺率的影響顯著縮小（ $Z=-4.46; p<0.001$ ）。但是，一個地區的遷入人口比例和獨居人口比例對自殺率沒有顯著影響。可以說，在本研究所測量的地區社會碎化指標變項中，只有離婚人口比例對地區自殺率的空間聚集現象有所影響，而且其影響效果隨時間有減弱的趨勢。

本研究所探究的地區資源剝奪指標變項對自殺率的影響中，無工作且未就學比例對自殺率的影響係數，在三個年度（1980、1990 及

2000年)皆不顯著,顯示無工作且未就學比例無法解釋地區自殺率的空間變異現象。依賴比係數估計在1990年與2000年皆為正,且達統計顯著,亦即人口依賴比較高的區域,有顯著較高的自殺死亡率。嬰幼兒死亡率對地區自殺率的影響係數,在三個年度皆顯著大於零,顯示在控制其他因素之後,地區的嬰幼兒死亡率越高,則其自殺死亡率也越高;其影響係數三個年度相等性檢定顯示:地區嬰幼兒死亡率對其自殺率死亡率的影響,隨時間有增強的情形($Z=5.98; p<0.001$)。最後,地區農業人口比例對其自殺率的影響,也是顯著的正向影響。換言之,農業人口比重較高的地區有較高的自殺死亡率;但是與離婚人口比例的影響相似,農業人口比對自殺率的影響效果有顯著縮小的趨勢($Z=-2.04; p<0.05$)。

再者,在空間變項方面,無論使用何種空間關係(權重矩陣)的設定方式,空間誤差項及其概似比檢定在三個年度皆達統計顯著,表示非空間OLS模型確實遺漏一個或一個以上影響自殺率空間聚集現象的解釋變項,未納入模式分析的考慮中。

比對非空間OLS模型(表2)與空間誤差模型(表4、5、6)的係數估計結果,發現1980年的人口依賴比係數由顯著變為不顯著,顯示非空間OLS模型忽略干擾式空間相依性,造成估計標準誤偏誤,使t檢定結果失真;而其餘變項的估計結果在兩模型間並無顯差異。最後,空間誤差模型之AIC值皆小於非空間OLS模型,顯示空間誤差模型的模型配適度優於非空間OLS模型;亦即控制空間誤差後,模型整體配適度有所提升。整體而言,空間誤差模型的估計結果支持本文的第二個與第三個研究假設:地區的社會碎化程度愈高、或資源剝奪情況愈嚴重,則地區自殺死亡率愈高;同時,社會碎化或資源剝奪的地區之空間聚集,才是導致地區自殺率空間聚集現象的原因。

綜合言之,一個地區的社會碎化和資源剝奪解釋了部份的自殺死亡率之空間聚集現象,但是並無法完全解釋。這反映臺灣的地區自殺死亡率所具有的空間聚集的現象,一部分可以由與地區居民生活有關

的地方社會經濟環境的空間聚集所加以解釋，同時，可能還會受到一些本研究所沒有考慮的社會碎化與資源剝奪七個指標變項以外的因素的影響。換言之，臺灣自殺率的空間聚集可以由 Durkheim 的結構效應說加以解釋（包括社會碎化、資源剝奪，以及本研究未納入的解釋因素），而非 Tarde 所主張的自殺模仿的空間效應所能詮釋。

伍、結論與討論

本文使用空間分析方法探討臺灣各鄉鎮市區的自殺死亡率，勾勒臺灣地區 1980 年至 2000 年的自殺死亡的地理型態，並探究兩種自殺空間聚集的詮釋理論，何者適用於臺灣的各地區之自殺現象，亦即檢驗是 Durkheim 的結構效應說，還是 Tarde 的自殺模仿效應說，能詮釋臺灣的自殺率之空間聚集的現象，最後，分析地區居民的社會經濟環境條件對自殺死亡率的影響。

與 Baller and Richardson (2002) 的研究結果一致，探索式空間資料分析結果發現，臺灣鄉鎮市區之自殺死亡率確實有顯著的空間自相關或空間聚集現象。就其聚集強度而言，臺灣在 1980、1990 及 2000 年的自殺空間聚集強度，小於十九世紀末的法國，但大於 1990 年的美國。臺灣的自殺死亡率較低的區域，集中在各大都會區，而山地鄉與東部區域則為高自殺率的空間聚集區。特別是山地鄉幾乎全為自殺率的熱區，顯現臺灣的山地鄉區域的自殺率一直居高不下，此與胡幼慧等 (1989)、呂宗學等 (2003) 的研究發現相同。相關單位應針對這些自殺率的熱區研擬因應對策，以消弭臺灣自殺死亡的區域不平等現象。

從時間變化上來看，臺灣各鄉鎮市區的自殺率之空間聚集的強度有減弱之趨勢，消失的空間聚集主要為北部的熱區（山地鄉）與南部的冷區（都會區），顯示自殺死亡率空間聚集的南北差距有擴大的趨勢，但空間聚集的城鄉差異有縮小的趨勢；其中，南部的嘉義、臺南

與高雄都會區在 1980 年為自殺死亡盛行率較低的聚集區域，但經過二十年後，這些區域已不再是自殺死亡率的冷區了。Kurbín et al. (2006) 發現美國的去工業化 (deindustrialization) 過程顯著地加劇了年輕男性黑人的自殺情形，而臺灣自 1980 年代開始的區域再結構過程 (金家禾、周志龍 2007)，是否同樣導致上述區域社會經濟條件的優勢喪失，特別是以重工業為主的高雄都會區，進而使得區域自殺率的上升，是值得另闢研究來探討的議題。

探索式空間資料分析結果顯示，臺灣區域自殺死亡率具有空間聚集現象，而將社會碎化與資源剝奪因素納入考慮之後，非空間 OLS 模型殘差之空間自相關檢定結果顯示，其殘差之空間聚集強度有所降低但仍顯著。亦即，臺灣地區自殺率呈現的空間聚集現象，無法被本研究的解釋變數充分解釋。經過進一步檢驗之後，發現自殺模仿的空間效應並不是導致自殺空間聚集的原因，而是導因於影響自殺死亡率的社區社會經濟環境因素在空間上聚集的結果。因此，本研究發現並不支持 Tarde 認為「地區自殺率的空间聚集是因為自殺模仿的結果」之看法，而支持 Durkheim 認為「地區自殺率的空间聚集是因為地方的社會經濟結構不利性的空間聚集之結果」的觀點。換言之，臺灣各地區的自殺率有空間聚集的現象，是「結構效應」結果，而非「模仿效應」的結果。

現代高度發達的資訊與通訊技術，已經使得訊息的傳播得以超越地理空間的限制，使得自殺訊息的傳播無須再仰賴空間距離遞減效應的耳語力量；另一方面，不論平面或電子媒體，臺灣目前的新聞皆以全國訊息為主流，區域性與地方性媒體仍屬次要訊息來源。使得本研究結論與 Baller and Richardson (2002) 有所不同，顯示當代的臺灣時空脈絡確實與他們所研究的十九世紀法國以及當代美國有所不同。

然而，無可否認的，臺灣仍有少數的新聞訊息來源是地方性的，如某些報紙的地方新聞版面，在不同的區域會有不同的新聞訊息；此外，各地的有線電視公司經常會有自營的電視臺，專門報導其服務區

域所發生的地方新聞。在這些地方性媒體的運作之下，訊息影響地方化；生活於不同地理空間的人們，所接收到的自殺新聞並不相同。雖然目前這些區域性傳播媒體的影響力有限，且其視聽、閱聽人口相對仍屬少數，但未來臺灣各地的鄉土情懷及社區意識提高之後，促使地方化電視新聞與報章雜誌興起，或許形塑臺灣區域自殺行為的空間影響機制又將發生轉變，因此，未來臺灣各地區自殺行為的空間現象值得進一步關心和探究。

由於臺灣自殺死亡率具有空間聚集的現象，且此空間聚集型態一部份是本研究自變數所能解釋的，一部份是本研究所無法測量的影響因素之空間聚集所導致，因此僅使用非空間OLS模型，將因忽略自殺率的空間自相關型態，而致使其統計推論失效。因此，後續臺灣自殺的地區生態分析研究不能只採用非空間OLS迴歸方法，而須運用空間迴歸模型，將其空間相依性納入分析模型之中，以避免偏差的研究結論。

在探究臺灣自殺率的空間型態，以及驗證 Tarde 的「模仿效應說」與 Durkheim 的「結構效應說」之後，本研究使用空間誤差模型將無法測量影響因素之空間變異型態納入考量，以檢驗區域社經結構條件對自殺死亡率的影響。在社會碎化變項中，我們發現地方的離婚率與自殺率有顯著的正向關係，亦即離婚人口比例愈高的地方，則自殺死亡率也愈高；但是其影響強度漸趨下降，可能的原因是臺灣的離婚情況日趨普遍。根據內政部（2009a, 2009b）資料，臺灣的離婚對數由 1981 年的每年一萬四千對左右，劇增至 2009 年的每年五萬七千對，同期粗離婚率亦由每千人 0.83 對上升至每千人 2.48 對，15 歲以上離婚人口比亦由 1.15% 增加至 6.88%。從地位整合理論（status of integration theory）的觀點而言（Gibbs and Martin 1964; Gibbs 1969），在離婚情形愈來愈普遍的情況下，離婚所帶來的負面衝擊或許會逐漸減少（Stack 1990），甚至原本痛苦的結合，得以藉由離婚一途而各自獲得解脫，反而有利於自殺率的降低。當然上述的跨區位

的猜測，需未來研究使用多層次模型（multilevel model）進一步驗證。

其次，遷入人口比對區域自殺率沒有顯著的效果，此與多數國外研究結果不一致（Stack 1980a; Lester 1988; Wadsworth and Kubrin 2007），但與胡幼慧等（1990）的研究發現相同，此外，另有研究發現臺灣各縣市的自殺率與遷入人口比例有顯著的負向關係（Chuang and Huang 1997, 2007）。雖然在理論上，本研究認為遷入人口比愈高，代表一個地方的人口流動性大，社會碎化程度愈高，故預期自殺死亡盛行率可能愈高。但是，從另外一個角度而言，當一個地方有較佳的生活環境與工作機會，通常會吸引較多的人口遷移至此區，造成遷入人口比較高。¹²換言之，遷入人口比愈高的區域，通常有較佳的生活機能或就業機會，可能會降低自殺率。其次，相對於美國跨州長距離的遷移，臺灣地區的遷移都是屬於短距離移動（Chuang and Huang 1997, 2007），且大眾運輸系統便捷，通訊和網路系統發達，又臺灣社會生活環境相對同質性高，因此遷移造成的環境適應問題、社會網絡互動改變的問題可能都較小。另外，從健康移民理論（healthy immigrant thesis）角度而言，遷移者通常身心狀況較健康、經濟能力較高（Hayes-Batista et al. 1988; Stephen et al. 1994），因此其自殺的機會反而較低。

而獨居人口比例對地區自殺率沒有顯著影響，可能是該變項與離婚人口比例有高度共線（multicollinearity）存在。從個體層次而言，在臺灣部分的獨居人口（亦即單人戶）是離婚所造成的結果（楊靜利、董宜禎 2007）。由總體層次而言，當一個地方的人們對家庭的重視與維繫程度愈低，則其離婚比例與獨居比例皆同時愈高。換言之，地區的離婚人口比與獨居人口比例等指標，共同反映出該社會集體的

12 檢視研究期間遷入人口比的空間分佈型態，我們發現遷入人口百分比比較高的地方確實均為都會區。

家庭觀念。基於此，我們認為可能由於變項間共線性問題，而造成獨居人口比例的係數估計結果，無法支持研究假設。雖然該變項之 VIF 值在各年度皆小於 2，但觀察該變項與其他自變項的相關係數，可以發現其在各年度皆與離婚人口比有最高的正向線性相關。¹³ 於是我們嘗試將離婚人口比例變項排除於迴歸模型之外，則結果顯示在 1980 年與 1990 年獨居人口比例係數估計顯著大於零。另外，楊嘉芬等（2008）的實證結果也發現，離婚率對自殺率沒有顯著影響，而獨居人口比則有顯著正向關係，雖然該文作者並未提供多元共線性相關資訊，但是有可能也是兩個變項的線性相關所造成的結果。因此後續研究可使用複合指標（composite indicator）將相關變項整合起來，以解決此問題。

在資源剝奪方面，一個地區無工作且未就學的人口比例，對地方自殺率沒有顯著影響，研究預期沒有得到支持。可能是失業者與非勞動力者有不同的經濟壓力，而本研究將兩者合併導致其差異無法顯現。也有可能是無工作比例對自殺率的影響，因年齡層不同，而有所差異。例如，Dorling and Gunnell（2003）的分析發現，15-44 歲無工作比例愈高，則該年齡層自殺率愈高，45-64 歲無工作比例則對該年齡層自殺率無顯著影響，而 65 歲以上年齡層的無工作比例愈高，則該年齡層自殺率反而愈低。因此，未來研究可以分別檢驗各年齡層無工作比例，對該年齡層自殺死亡率的影響效果。

與胡幼慧等（1990）以及楊嘉芬等（2008）國內研究結果相似，地區人口依賴比指標與自殺死亡率呈顯著正向關係（1990 年與 2000 年）。亦即工作年齡人口扶養壓力愈大（即人口依賴比愈高）的地方，有愈高的地區自殺死亡率。由於依賴人口由幼年人口與老年人口組成，在臺灣人口老化與少子化的趨勢之下，近期老年人口所占之比

13 1980 年為 0.48 ($p < 0.001$)、1990 年為 0.46 ($p < 0.001$)、2000 年為 0.47 ($p < 0.001$)。

重愈來愈高，而老年人口有較高的自殺死亡率（行政院衛生署 2007），因此造成 1980 年依賴比對自殺率沒有影響，而 1990 年與 2000 年依賴比與自殺率則有顯著正向關係。為了區辨人口負擔與人口老化的影響，後續研究可控制老化指數（老年人口/幼年人口*100）或老年人口比，亦可使用標準化自殺死亡率進行分析。¹⁴

在控制了其他因素的影響後，地區嬰幼兒死亡率在三個年度皆與該地區自殺死亡率有顯著的正向相關，此與楊嘉芬等（2008）的發現一致。亦即醫療資源條件較佳的鄉鎮，其自殺死亡盛行率較低。嬰幼兒死亡率對自殺死亡率的影響作用愈來愈強，或許是在醫療技術水平的不斷提升之下，加劇了醫療資源供給充足與醫療資源貧乏區域間的差異。

與國內研究相似（胡幼慧等 1990；楊嘉芬等 2008），我們發現地區農業人口比例與其自殺死亡率呈現顯著的正向關係。換言之，在臺灣，農村地區的自殺死亡情形較都市區域嚴重。然而，農業人口比例對自殺死亡率的影響效果漸減，顯示城鄉之間的自殺不平等有縮小的趨勢，此也與本研究中探索式空間分析結果相呼應（自殺鄉村熱區與都會冷區漸趨縮小）。Chang et al.（2010）的研究發現也呼應了此結果，其發現臺灣自 1990 年代末起燒炭自殺方式逐漸興起，而且其於都會區的增加的速度遠高於鄉村地區，因而逐漸縮小城鄉間的總自殺死亡率之差距。

最後，本研究發現，臺灣各鄉鎮市區的地區自殺率有的空間聚集現象，是因為居民生活社會經濟結構不利性的空間聚集的結果，因此，政府應該從區域社會碎化與資源剝奪層面著手，如針對家庭生活系統（降低離婚率）、平衡地區發展與人口結構均衡（減少人口依賴比）等方面，改善地方社區居民生活的社會經濟環境條件，包括產業

14 一方面，由於本文聚焦於空間機制、社會碎化與資源剝奪對自殺率的影響；另一方面，依據 VIF 值，本研究所能探討的自變項數目已達臨界值，故本文並未控制人口結構的影響。

條件改善和地方醫療資源提升。一方面，降低社區居民因生活條件不利性，而導致自殺的現象；另一方面，降低社會經濟環境條件所導致的社會碎化和資源剝奪之地區不平等現象。

謝誌

本文初稿曾宣讀於「人口與永續發展—人口變遷與人口趨勢發展」臺灣人口學會 2009 年學術研討會，2009 年 4 月 10-11 日，臺北：國立政治大學。作者感謝評論人涂肇慶教授的指正與建議。另外，作者也感謝兩位匿名審查人的寶貴意見。

參考文獻

中文部分

- 內政部 (2009a) 內政統計年報二、戶政 03.婚姻狀況。http://sowf.moi.gov.tw/stat/year/y02-03.xls (取用日期：2010 年 9 月 8 日)。
- 內政部 (2009b) 內政統計月報 1 戶政、2 民政 1.2-現住人口出生、死亡、結婚、離婚登記。http://sowf.moi.gov.tw/stat/month/m1-02.xls (取用日期：2010 年 9 月 8 日)。
- 行政院衛生署 (2007) 中華民國衛生統計。臺北。
- 行政院主計處 (2009) 九十七年家庭收支調查報告。臺北。
- 吳若寧、鄭雅文 (2008) 臺灣自殺死亡率趨勢：1959-2006。臺灣公共衛生雜誌，27(2): 110-120。(in Trends in Suicide Mortality in Taiwan, 1959-2006)
- 呂宗學、何黎星、李孟智、顏啟華 (2003) 臺灣山地鄉流行病轉型以及死亡率不平等現象和趨勢，1974-1998 年。中山醫學雜誌，14(4): 545-555。(in Epidemiological Transition and Trends of Inequality in Mortality in Aboriginal Areas in Taiwan, 1974-1998)
- 李宜家、林慧淳、江東亮 (2003) 地區剝奪程度、個人社經地位與臺灣男性成人的吸菸行為。臺灣公共衛生雜誌，22(1): 10-16。
- 林佳瑩、蔡毓智 (2005) 臺灣地區自殺趨勢研究：1976-2001。臺灣家庭醫學研究，3(1): 28-38。
- 金家禾、周志龍 (2007) 臺灣產業群聚區域差異及中國效應衝擊。地理學報，49: 55-79。
- 胡幼慧、張苙雲、張珩 (1989) 臺灣山地鄉死亡型態與趨勢分析。中華衛誌，9(3): 147-161。
- 胡幼慧、林芸芸、吳肖琪 (1990) 臺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.
- 施以諾、楊麗玲、龔尚智、林宛儀（2007）國民自殺率與國業失業率之互動與衝擊持續性—以 1995 至 2004 年臺澎金馬地區為樣本。臺灣職能治療研究與實務，3(1): 41-49.
- 陳楚杰、葉瑞垣、李中一、陳靖宜、洪湘雯（2010）臺灣地區自殺身亡及其相關因素之研究：1997-2003。臺灣公共衛生雜誌，29(3): 201-215。
- 游舒涵、陳映燁、邱燕楓、陳喬琪、邱震寰、郭千哲、張珩、宋晏仁（2007）臺北市 1991-2004 年間社會經濟因子與自殺死亡率趨勢。臺灣公共衛生雜誌，26(1): 66-74。
- 楊嘉芬、王香蘋、楊靜利（2008）臺灣鄉鎮市區別自殺死亡率之分析。教育與社會研究，15: 1-22。
- 楊靜利、董宜禎（2007）臺灣的家戶組成變遷：1990-2050。臺灣社會學刊，38: 135-173.

英文部分

- Agerbo, E. 2005. "Effect of Psychiatric Illness and Labour Market Status on Suicide: A Healthy Worker Effect?" *Journal of Epidemiology and Community Health* 59: 598-602.
- Anselin, L. 1988a. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. 1988b. "Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity." *Geographical Analysis* 20(1): 1-18.
- Anselin, L. 1995. "Local Indicators of Spatial Association - LISA." *Geographical Analysis* 27(5): 93-115.
- Anselin, L. 1998a. "Interactive Techniques and Exploratory Spatial Data Analysis." Pp. 253-266 in *Geographical Information Systems: Principles,*

- techniques, Management and Applications*, edited by P. A. Longley, M. F. Goodchild, D. J. Maguire, and D. W. Wind. New York: Wiley.
- Anselin, L. 1998b. "Exploratory Spatial Data Analysis in a Geocomputational Environment." Pp. 77-94 in *Geocomputation, a Primer*, edited by P. A. Longley, S. M. Brooks, R. McDonnell, and B. Macmillan. New York: Wiley.
- Anselin, L. 2005. *Exploring Spatial Data with GeoDa™: A Workbook*. Urbana: Spatial Analysis Laboratory.
- Anselin, L., A. Bera, R. J. Florax, and M. Yoon. 1996. "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence." *Regional Science and Urban Economics* 26(1): 77-104.
- Anselin, L. and R. J. Florax. 1995. "Small Sample Properties of Test for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results." Pp. 21-74 in *New Directions in Spatial Econometrics*, edited by L. Anselin and R. J. Florax. Berlin: Springer-Verlag.
- Anselin, L. and S. J. Rey. 1991. "Properties of Tests for Spatial Dependence in Linear Regression Models." *Geographical Analysis* 23(2): 112-131.
- Arbia, G. 1986. "The Modifiable Areal Unit Problem and the Spatial Autocorrelation Problem: Towards a Joint Approach." *Metron* 44: 391-407.
- Bailey, T. and A. C. Gatrell. 1995. *Interactive Spatial Data Analysis*. Harlow: Longman.
- Baller, R. D. and K. K. Richardson. 2002. "Social Integration, Imitation, and the Geographic Patterning of Suicide." *American Sociological Review* 67 (6): 873-888.
- Bhugra, D. 2004. "Migration and Mental Health." *Acta Psychiatrica Scandinavica* 109(4): 243-258.
- Breault, K. D. 1986. "Suicide in America: A Test of Durkheim's Theory of

- Religious and Family Integration, 1933-1980." *American Journal of Sociology* 92(3): 628-656.
- Brenner, M. 1983. "Mortality and Economic Instability: Detailed Analyses for Britain and Comparative Analyses for Selected Industrialized Countries." *International Journal of Health Service* 13(4): 563-620.
- Brody, H., A. Green, and L. F. Low. 2005. "Family Carers of People with Dementia." Pp. 118-131 in *Dementia*, edited by A. Burns, J. O'Brien, and D. Ames. London: Arnold Hodder.
- Buclass, D. and J. Duffy. 1978. "The Ecological Pattern of Suicide and Parasuicide in Edinburgh." *Social Science and Medicine* 12: 241-253.
- Burridge, P. 1980. "On the Cliff-Ord Test for Spatial Autocorrelation." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 42(1): 107-108.
- Burrows, S. and L. Laflamme. 2005. "Living Circumstances of Suicide Mortality in a South African City: An Ecological Study of Differences across Race Groups and Sexes." *Suicide and Life-Threatening Behavior* 35(5): 592-603.
- Caldwell, T. M., A. F. Jorm, and K. B. Dear. 2004. "Suicide and Mental Health in Rural, Remote and Metropolitan Areas in Australia." *Medical Journal of Australia* 181(7): S10-S14.
- Cantor, C. and M. Coory. 1993. "Is There a Rural Suicide Problem." *Australian Journal of Public Health* 17(4): 382-384.
- Chang, S., D. Gunnell, B. Wheeler, P. Yip, and J. Sterne. 2010. "The Evolution of the Epidemic Of Charcoal-Burning Suicide in Taiwan: A Spatial And Temporal Analysis." *PLoS Medicine* 7(1): e1000212.
- Chen, Y. Y., P. C. Tsai, P. H. Chen, C. C. Fan, G. C. L. Hung, and A. T. A. Cheng. 2010. "Effect of Media Reporting of the Suicide of a Singer in Taiwan: The Case of Ivy Li." *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 45(3): 363-369.

- Cheng, A. T. A. 1995. "Mental Illness and Suicide: A Case Control Study in East Taiwan." *Archives of General Psychiatry* 52(7): 594-603.
- Cheng, A. T. A., K. Hawton, H. H. Chen, A. M. F. Yen, C. Y. Chen, L. C. Chen, and P. R. Teng. 2007. "The Influence of Media Coverage of the Suicide of a Celebrity on Subsequent Suicide Attempts." *Journal of Clinical Psychiatry* 68(6): 862-866.
- Cheng, A. T. A., K. Hawton, H. H. Chen, A. M. F. Yen, J. C. Chang, M. Y. Chong, C. Y. Liu, Y. Lee, P. R. Teng, and L. C. Chen. 2007. "The Influence of Media Reporting of a Celebrity Suicide on Suicidal Behavior in Patients with a History of Depressive Disorder." *Journal of Affective Disorders* 103(1): 69-75.
- Cheng, A. T. A., K. Hawton, C. T. C. Lee, and H. H. Chen. 2007. "The Influence of Media Reporting of the Suicide of a Celebrity on Suicide Rates: A Population-Based Study." *International Journal of Epidemiology* 36(6): 1229-1234.
- Chuang, H. L. and W. C. Huang. 1996. "A Reexamination of "Sociological and Economic Theories of Suicide: A Comparison of the U.S.A. and Taiwan"". *Social Science and Medicine* 43(3): 421-423.
- Chuang, H. L. and W. C. Huang. 1997. "Economic and Social Correlates of Regional Suicide Rates: A Pooled Cross-Section and Time-Series Analysis." *Journal of Socio-Economics* 26(3): 277-289.
- Chuang, H. L. and W. C. Huang. 2007. "A Reexamination of the Suicide Rates in Taiwan." *Social Indicators Research* 83(3): 465-485.
- Cliff, A. D. and J. K. Ord. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- Clogg, C., E. Petkova, and A. Haritou. 1995. "Statistical Methods for Comparing Regression Coefficients between Models." *American Journal of Sociology* 100(5): 1261-1293.

- Congdon, P. 1996. "Suicide and Parasuicide in London: A Small-Area Study." *Urban Studies* 33(1): 137-158.
- Danigelis, N. and W. Pope. 1979. "Durkheim's Theory of Suicide as Applied to the Family: An Empirical Test." *Social Forces* 57(4): 1080-1106.
- Dorling, D. and D. Gunnell. 2003. "Suicide: The Spatial and Social Components of Despair in Britain 1980-2000." *Transactions of the Institute of British Geographers* 28(4): 442-460.
- Dubin, R. 2009. "Spatial Weights.", Pp. 125-158 in *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*, edited by A. Fotheringham and P. A. Rogerson. London: SAGE Publications Ltd.
- Dudley, M. J., N. J. Kelk, T. M. Florio, J. P. Howard, and B. G. Waters. 1998. "Suicide among Young Australians: An Interstate Comparison of Metropolitan and Rural Trends." *Medical Journal of Australia* 169: 77-80.
- Durkheim, E. [1897] 1951. *Suicide: A Study in Sociology*. New York: Free Press.
- Evans, J., N. Middleton, and D. Gunnell. 2004. "Social Fragmentation, Severe Mental Illness and Suicide." *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 39(3): 165-170.
- Exeter, D. and P. Boyle. 2007. "Does Young Adult Suicide Cluster Geographically in Scotland?" *Journal of Epidemiology and Community Health* 61(8): 731-736.
- Flegg, A. T. 1982. "Inequality of Income, Illiteracy and Medical Care as Determinants of Infant Mortality in Underdeveloped Countries." *Population Studies* 36(3): 441-458.
- Florax, R. J. G. M., H. Folmer, and S. J. Rey. 2003. "Specification Searches In Spatial Econometrics: The Relevance of Hendry's Methodology."

- Regional Science and Urban Economics* 33(5): 557-579.
- Fotheringham, A. and D. Wong. 1991. "The Modifiable Areal Unit Problem In Multivariate Statistical Analysis." *Environment and Planning A* 23(7): 1025-1044.
- Garrison, C. J. 1992. "Demographic Predictors of Suicides." Pp. 484-498 in *Assessment and Prediction of Suicide*, edited by R. W. Maris, A. L. Berman, J. T. Maltzberger, and R. I. Yufit. New York: Guildford Press.
- Gibbs, J. 1969. "Marital Status and Suicide in the United States: A Special Test of the Status of Integration Theory." *American Journal of Sociology* 74(5): 521-533.
- Gibbs, J. and W. T. Martin. 1964. *Status Integration and Suicide: A Sociological Study*. Eugene: University of Oregon Books.
- Gift, T. E. and T. R. Zastowny. 1990. "Psychiatric Service Utilization Differences by Sex and Locale." *International Journal of Social Psychiatry* 36(1): 11-17.
- Goldsmith, A. H., J. R. Veum, and W. Darity. 1996. "The Psychological Impact of Unemployment and Joblessness." *Journal of Socio-Economics* 25(3):333-358.
- Gould, M. S. and D. Shaffer. 1986. "The Impact of Suicide in Television Movies. Evidence of Imitation." *The New England Journal of Medicine* 315(11): 690-694.
- Gove, W. R. and M. Hughes. 1980. "Reexamining the Ecological Fallacy: A Study in Which Aggregate Data Are Critical in Investigating the Pathological Effects of Living Alone." *Social Forces* 58(4): 1157-1177.
- Haining, R. 1990. *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Haining, R. 2003. *Spatial Data Analysis: Theory and Practice*. New York: Cambridge University Press.

- Hayes-Batista, D. F., W. O. Schink, and J. Chapa. 1988. *The Burden of Support: Young Latinos in an Aging Society*. Stanford: Stanford University Press.
- Hamermesh, D. S. and N. M. Soss. 1974. "An Economic Theory of Suicide." *Journal of Political Economy* 82(1): 83-98.
- Hempstead, K. 2006. "The Geography of Self-Injury: Spatial Patterns in Attempted and Completed Suicide." *Social Science and Medicine* 62(12): 3186-3196.
- Johnson, B. D. 1965. "Durkheim's One Cause of Suicide." *American Sociological Review* 30(6): 875-886.
- Kobrin, F. and G. Hendershot. 1977. "Do Family Ties Reduce Mortality? Evidence from the United States 1966-68." *Journal of Marriage and the Family* 39(4): 737-745.
- Kowalski, G. S., C. E. Faupel, and P. D. Starr. 1987. "Urbanism and Suicide: A study of American Counties." *Social Forces* 66(1): 85-101.
- Kposowa, A. J. 2000. "Marital Status and Suicide in the National Longitudinal Mortality Study." *Journal of Epidemiology and Community Health* 54(4): 254-261.
- Kposowa, A. J., K. D. Breault, and G. K. Singh. 1995. "White Male Suicide in the United States: A Multivariate Individual-Level Analysis." *Social Forces* 74(1): 315-325.
- Kubrin, C. E., T. Wadsworth, and S. DiPietro. 2006. "Deindustrialization, Disadvantage and Suicide among Young Black Males." *Social Forces* 84 (3): 1559-1579.
- Kushner, H. I. 1989. *Self Destruction in the Promised Land: A Psychocultural Biology of American Suicide*. London: Rutgers University Press.
- Lester, D. 1988. "A Regional Analysis of Suicide and Homicide Rates in the

- USA: Search for Broad Cultural Patterns." *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 23(3): 202-205.
- Lester, D. 1989. "Geophysical Variables and Behavior: LVI. The Spatial Autocorrelation of States' Suicide and Homicide Rates." *Perceptual and Motor Skills* 68(1): 218-218.
- Lewis, G. and A. Sloggett. 1998. "Suicide, Deprivation, and Unemployment: Record Linkage Study." *British Medical Journal* 317(7): 1283-1286.
- Lin, J. J. and T. H. Lu. 2006. "Association between the Accessibility to Lethal Methods and Method-Specific Suicide Rates: An Ecological Study in Taiwan." *Journal of Clinical Psychiatry* 67(7): 1074-1079.
- Liu, H. L. 2009. "Epidemiologic Characteristics and Trends of Fatal Suicides among the Elderly in Taiwan." *Suicide and Life-Threatening Behavior* 39(1): 103-113.
- Lorant, V., I. Thomas, D. Deliege, and R. Tonglet. 2001. "Deprivation and Mortality: The Implications of Spatial Autocorrelation for Health Resources Allocation." *Social Science and Medicine* 53(12): 1711-1719.
- Macpherson, C. and L. Macpherson. 1987. "Towards an Explanation of Recent Trends in Suicide in Western Samoa." *Man* 22(2): 305-330.
- Matteson, D. W., J. A. Burr, and J. R. Marshall. 1998. "Infant Mortality: A Multi-Level Analysis of Individual and Community Risk Factors." *Social Science and Medicine* 47(11): 1841-1854.
- Middleton, N., D. Gunnell, S. Frankel, E. Whitley, and D. Dorling. 2003. "Urban-Rural Differences in Suicide Trends in Young Adults: England and Wales, 1981-1998." *Social Science and Medicine* 57(7): 1183-1194.
- Middleton, N., J. A. C. Sterne, and D. Gunnell. 2006. "The Geography of Despair among 15-44-Year-Old Men in England and Wales: Putting Suicide on the Map." *Journal of Epidemiology and Community Health* 60

- (12): 1040-1047.
- Middleton, N., J. A. C. Sterne, and D. J. Gunnell. 2008. "An Atlas of Suicide Mortality: England and Wales, 1988-1994." *Health and Place* 14(3): 492-506.
- Moran, P. A. P. 1950. "Notes on Continuous Stochastic Phenomena." *Biometrika* 37: 17-23.
- Openshaw S. and P. Taylor. 1981. *Quantitative Geography: A British View*. London: Routledge.
- Paul, B. K. 1991. "Health Service Resources as Determinants of Infant Death in Rural Bangladesh: An Empirical Study." *Social Science and Medicine* 32(1): 43-49.
- Pearson, V. A. H. 1993. "Suicide in North and West Devon: A Comparative Study Using Coroner's Inquest Records." *Journal of Public Health Medicine* 15(4): 320-326.
- Phillips, D. P. 1974. "The Influence of Suggestion on Suicide: Substantive and Theoretical Implications of the Werther Effect." *American Sociological Review* 39(3): 340-354.
- Pope, W. 1976. *Durkheim's Suicide: A Classic Reanalyzed*. Chicago: University of Chicago Press.
- Rezaeian, M., G. Dunn, S. S. Leger, and L. Appleby. 2006. "The Ecological Association between Suicide Rates and Indices of Deprivation in English Local Authorities." *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 40 (10): 785-791.
- Sainsbury, P. 1955. *Suicide in London: An Ecological Study*. London: Chapman & Hall.
- Sainsbury, P. 1972. "The Social Relations of Suicide, the Value of a Combined Epidemiological and Case-Study Approach." *Social Science and Medicine* 6(2): 189-198.

- Saunderson, T., R. Haynes, and I. H. Langford. 1998. "Urban-Rural Variations in Suicides and Undetermined Deaths in England and Wales." *Journal of Public Health* 20(3): 261-267.
- Schabenberger, O. and C. A. Gotway. 2005. *Statistical Methods for Spatial Data Analysis*. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC.
- Shah, A. 2010. "Are Elderly Dependency Ratios Associated with General Population Suicide Rates?" *International Journal of Social Psychiatry*. 56: 214-219.
- Shah, A. K., M. Padayatchi, and K. Das. 2008. "The Relationship between Elderly Suicide Rates and Elderly Dependency Ratios: A Cross-National Study Using Data from the WHO Data Bank." *International Psychogeriatrics* 20(3): 594-604.
- Shepherd, D. M. and B. M. Barraclough 1980. "Work and Suicide: An Empirical Investigation." *British Journal of Psychiatry* 136(5): 469-478.
- Shneidman, E. and N. Farberow. 1957. *Clues to Suicide*. New York: McGraw-Hill.
- Singh, G. K. and M. Siahpush 2002. "Increasing Rural-Urban Gradients in US Suicide Mortality, 1970-1997." *American Journal of Public Health* 92(7): 1161-1167.
- Sorenson, S. B. and H. Shen. 1996. "Youth Suicide Trends in California: An Examination of Immigrant and Ethnic Group Risk." *Suicide and Life-Threatening Behavior* 26(2): 143-154.
- South, S. J. and S. E. Tolnay. 1992. "Relative Well-Being among Children and the Elderly: The Effects of Age Group Size and Family Structure." *Sociological Quarterly* 33(1): 115-133.
- Stack, S. 1980a. "The Effects of Interstate Migration on Suicide." *International Journal of Social Psychiatry* 26(1): 17-26.
- Stack, S. 1980b. "The Effects of Marital Dissolution on Suicide." *Journal of*

- Marriage and the Family* 42(1): 83-92.
- Stack, S. 1981a. "Divorce and Suicide: A Time Series Analysis." *Journal of Family Issues* 2(1): 77-90.
- Stack, S. 1981b. "The Effect of Immigration on Suicide: A Cross-National Analysis." *Basic and Applied Social Psychology* 2(3): 205-218.
- Stack, S. 1982. "Suicide: A Decade Review of the Sociological Literature." *Deviant Behavior* 4(1): 41-66.
- Stack, S. 1990. "New Micro-Level Data on the Impact of Divorce on Suicide, 1959-1980: A Test of Two Theories." *Journal of Marriage and Family* 52(1): 119-127.
- Stephen, E. H., K. Foote, G. E. Hendershot, and C. A. Schoenborn. 1994. "Health of the Foreign-Born Population: United States, 1989-1990." *Advance Data* 14: 1-12.
- Tarde, G. 1903. *The Laws of Imitation*. New York: Holt.
- Taylor, S. 1982. *Durkheim and the Study of Suicide*. New York: St. Martin's Press.
- Tobler, W.R. 1970. "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region." *Economic Geography* 46: 234-240.
- Toffler, A. 1971. *Future Shock*. New York: Bantam Books.
- Townsend, P. 1987. "Deprivation." *Journal of Social Policy* 16(2): 125-146.
- Vargas E. V., B. Latour, B. Karsenti, F. Aït-Touati, and L. Salmon. 2008. "The Debate between Tarde and Durkheim." *Environment and Planning D: Society and Space* 26(5): 761-777.
- Wadsworth, T. and C. E. Kubrin. 2007. "Hispanic Suicide in U.S. Metropolitan Areas: Examining the Effects of Immigration, Assimilation, Affluence, and Disadvantage." *American Journal of Sociology* 112(6): 1845-1885.
- Walter, S. D. 1992. "The Analysis of Regional Patterns in Health Data. II.

- The Power to Detect Environmental Effects." *American Journal of Epidemiology* 136(6): 742-759.
- Wasserman, I. M. 1984a. "Imitation and Suicide: A Reexamination of the Werther Effect." *American Sociological Review* 49(3): 427-436.
- Wasserman, I. M. 1984b. "A Longitudinal Analysis of the Linkage between Suicide, Unemployment, and Marital Dissolution." *Journal of Marriage and the Family* 46(4): 853-859.
- Wasserman, I. M. and S. Stack. 1995. "Geographic Spatial Autocorrelation and United States Suicide Patterns." *Archives of Suicide Research* 1(2): 121-129.
- Whitley, E., D. Gunnell, D. Dorling, and G. D. Smith. 1999. "Ecological Study of Social Fragmentation, Poverty, and Suicide." *British Medical Journal* 319(16): 1034-1037.
- Wilkinson, K. P. and G. D. Israel. 1984. "Suicide and Rurality in Urban Society." *Suicide and Life-Threatening Behavior* 14(3): 187-200.
- Yang, B., D. Lester, and C. H. Yang. 1992. "Sociological and Economic Theories of Suicide: A Comparison of the U.S.A. and Taiwan." *Social Science and Medicine* 34(3): 333-334.

附錄 1 探索空間資料分析

探索式空間資料分析 (exploratory spatial data analysis, ESDA) 為一組可以描述與視覺化空間分布型態、辨識異常區位或空間例外 (spatial outliers)、偵測空間關聯型態與聚集或熱區 (hot spots)、暗示空間體制 (spatial regimes) 或其他形式空間異質性 (spatial heterogeneity) 的分析技術 (Haining 1990; Bailey and Gatrell 1995; Anselin 1998a, 1998b)。空間自相關分析為最常見的探索式空間資料分析方法，依研究尺度可分為全域型與區域型分析方法。

1. 全域型空間自相關指標

由於 Moran's I 的統計考驗力 (statistical power) 較佳 (Walter 1992)，因此成為最被廣泛使用全域型空間自相關指標，其定義如下 (Moran 1950)：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

其中， n 為空間單元個數， x_i 為空間單元 i 的觀察值， x_j 為空間單元 j 的觀察值， \bar{x} 為隨機變項 X 的平均數， w_{ij} 為空間權重矩陣之元素。Moran's I 的值域為 $[-1, 1]$ ，其值愈趨近 1 表示正向空間自相關程度愈強；其值愈趨近 -1 表示負向空間自相關程度愈強；當產生空間型態的空間過程為隨機時，Moran's I 趨近其隨機分布期望值： $(-1/[n-1])$ 。

2. 區域型空間關連指標

上述全域型空間自相關分析測量研究範圍整體的空間自相關強度，而區域型空間自相關則側重空間聚集的區域差異，稱為區域型空

間關連指標（local indicators of spatial association, LISA），其定義如下（Anselin 1995）：

$$I_i = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2}$$

當 $Z(I_i) \geq Z_{\alpha/2}$ ，表示其為顯著的正向區域空間自相關（positive local spatial autocorrelation），代表此空間單元的觀察值與鄰域的觀察值非常相似，稱為空間聚集（spatial cluster）；空間聚集又可區分為熱區（hot spot）與冷區（cold spot），前者為此空間單元與鄰域的觀察值都很高，後者為此空間單元與鄰域的觀察值都很低。如果 $Z(I_i) \leq -Z_{\alpha/2}$ ，表示其為顯著的負向區域空間自相關（negative local spatial autocorrelation），表示此空間單元的觀察值與鄰域的觀察值相異性很大，稱為空間例外（spatial outlier）。

附錄 2 空間延遲模型和空間誤差模型

倘若探索式空間資料分析表明變項呈現顯著的空間自相關，則必須進一步建立空間計量經濟模型，以確認空間相互影響是否在空間過程（spatial process）發生作用（實質式空間相依性），或空間自相關現象僅是對某些具空間自相關型態變項的反應（干擾式空間相依性）（Cliff and Ord 1981）。

一般而言，橫斷面資料的空間自相關現象，違反普通最小平方法（OLS）誤差彼此獨立的基本假設，導致普通最小平方法估計會有所偏誤。更明確地說，假如研究現象具有實質式空間相依性，普通最小平方法的參數估計將不具不偏性與有效性。而如果研究現象具有干擾式空間相依性，普通最小平方法的係數估計結果，雖然具有不偏性，但卻不具有有效性；而不論是實質或干擾式空間相依，OLS 估計都將造成 t 檢定與 F 檢定失效，以及 R^2 不精確。

空間計量經濟針對橫斷面資料的空間效應加以處理，最常見的空間計量經濟模型為空間誤差模型（spatial error model）與空間延遲模型（spatial lag model），前者針對干擾式空間相依性，其以向量型式表示如下（Anselin 1988a）：

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + u \end{aligned}$$

其中， y 為 $n \times 1$ 的依變項向量， X 為 $n \times k$ 的傳統自變項矩陣， u 為 $n \times 1$ 的獨立且均等分布誤差項向量， W 為 $n \times n$ 的空間權重矩陣， $W\varepsilon$ 為鄰區誤差項的加權平均， β 為 $k \times 1$ 傳統自變項的迴歸係數向量， λ 為空間誤差係數。空間誤差模型用以移除空間自相關造成的干擾，可以取得較為精確的估計結果與統計推論。

空間延遲模型則針對實質式空間相依性，其以向量型式表示如下（Anselin 1988a）：

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$$

其中， ε 為 $n \times 1$ 的獨立且均等分布誤差項向量， ρ 為空間延遲係數。空間延遲模型一方面移除空間自相關造成的干擾，另一方面可以檢驗空間的相互影響。

附錄3 變項操作型定義—以1980年為例

變項	測量方式
依變項	
自變項	
自殺死亡率(每十萬人)	$[(1979\text{年至}1981\text{年}15\text{歲以上自殺死亡人數}/3)/1980\text{年}15\text{歲以上人口}]*100000$
社會碎化	
離婚人口比例	$(1980\text{年}15\text{歲以上離婚人口}/1980\text{年}15\text{歲以上人口})*100$
遷入人口比例	$(1980\text{年}15\text{歲以上五年前非居住於此地人口}/1980\text{年}15\text{歲以上人口})*100$
獨居人口比例	$(1980\text{年}15\text{歲以上獨居人口}/1980\text{年}15\text{歲以上人口})*100$
資源剝奪	
無工作且未就學比例	$(1980\text{年}15\text{歲以上無工作且未就學人口}/1980\text{年}15\text{歲以上人口})*100$
依賴比	$(1980\text{年依賴人口}/1980\text{年壯年人口})*100$
嬰幼兒死亡率(千分率)	$(1980\text{年}4\text{歲以下死亡人數}/1980\text{年}4\text{歲以下人口})*1000$
農業人口比例	$(1980\text{年一級產業人口}/1980\text{年一至三級產業人口總合})*100$

附錄 4 變項描述性統計

年份	變項	平均值	標準差	極小值	極大值
1980	依變項				
	自殺死亡率(每十萬人)	21.5626	20.7495	0.0000	175.1800
	自變項				
	社會碎化				
	離婚人口比例	1.2314	0.7102	0.3414	4.7698
	遷入人口比例	18.9911	13.5936	2.2952	68.5366
	獨居人口比例	3.1442	1.6247	0.8858	14.3354
	資源剝奪				
	無工作且未就學比例	34.2461	5.1510	10.5151	43.9448
	扶養比	57.9003	5.7837	40.6432	89.6022
1990	依變項				
	自殺死亡率(每十萬人)	15.4260	15.9931	0.0000	121.5400
	自變項				
	社會碎化				
	離婚人口比例	1.8537	0.7981	0.6791	5.7878
	遷入人口比例	20.9499	10.8064	5.2548	54.4828
	獨居人口比例	4.2663	1.5154	1.9354	13.6091
	資源剝奪				
	無工作且未就學比例	34.2049	5.0201	6.9066	47.9069
	扶養比	49.8220	5.1319	33.9641	66.6097
2000	依變項				
	自殺死亡率(每十萬人)	19.0802	12.6059	0.0000	114.7400
	自變項				
	社會碎化				
	離婚人口比例	2.8490	1.0949	1.1887	7.3453
	遷入人口比例	25.6013	6.8681	8.8643	49.8186
	獨居人口比例	7.7839	2.8146	2.8165	19.6359
	資源剝奪				
	無工作且未就學比例	30.8646	4.8923	17.1486	47.3448
	扶養比	45.9257	6.2777	31.1202	66.8329
嬰幼兒死亡率(千分率)	2.0256	1.6474	0.0000	15.8700	
農業人口比例	19.3439	16.3859	0.1135	65.6662	

Spatial Analysis of Suicide in Taiwan: Spatial Imitation or Structural Similarity

Meng-Sian Jhou* Yu-Lin Chi** Yeu-Sheng Hsieh***

Abstract

The aim of this study is to examine the geographic patterning of suicide rates across townships and the temporal evolution from 1980 to 2000 in Taiwan and to shed light on the appropriateness of spatial clustering mechanisms of local suicide rates in Taiwan, including both Durkheim's structural hypothesis and Tarde's imitation hypothesis. A spatial analysis of data from a mortality database and population and housing census data of Taiwan from 1980 to 2000 was conducted. The results of exploratory spatial data analysis show that township-level suicide rates exhibit significant spatial dependence in Taiwan. Clusters of high suicide rates are found in aboriginal areas and east townships, whereas those of low rates are detected in the metropolitan areas. The degree of spatial dependence of local suicide rates in Taiwan has weakened from 1980 to 2000. Controlling for effects of social fragmentation and resource deprivation, local suicide rates still manifest persistent spatial clustering patterns. The Lagrange Multiplier diagnostics support the Durkheimian perspective that the spatial clustering of suicide was only due to structural similarity between spatial units. And,

* Graduate Student, Department of Bio-Industry Communication and Development, National Taiwan University.

** Research Assistant, Department of Bio-Industry Communication and Development, National Taiwan University.

*** Distinguished Professor, Department of Bio-Industry Communication and Development, National Taiwan University. E-mail: ysh@ntu.edu.tw.

Received: November 8, 2010; accepted: January 10, 2011

the spatial imitation perspective suggested by Tarde plays no significant role in shaping the spatial clustering pattern of suicide in the Taiwan area. The results of spatial error models also indicate that the more severe the degree of social fragmentation and resource deprivation, the higher the rates of suicide local townships experience.

Keywords: suicide, spatial imitation, structural similarity, nuisance spatial dependence, spatial error model

