

空間異質性檢測方法之比較及其在臺灣主要死因的應用

A Study of Spatial Heterogeneity Detection Methods and its Application to Causes of Death in Taiwan

梁穎誼¹ 余清祥² 梁舒涵³
Yin-Yee Leong Jack C. Yue Shu-Hen Liang

摘要

臺灣土地面積雖然不大，各地居民的壽命差異卻相當大，民國 110 年臺北市、臺東縣男性的平均壽命差異高達九歲，隨著公共政策、社會資源的調整與挹注，預期國人健康及壽命的地區不平等將逐漸縮小。空間異質性可用於檢視健康與壽命的地區差異，而空間異質指的即是空間上的差異，例如特定的高死亡率地區、低生育率地區，相關檢定大致可分為三大類：總體檢定、區域檢定、焦點檢定，總體檢定可用於檢定全區域資料是否為空間同質，區域檢定多用於偵測高風險地區（或稱為群聚），焦點檢定則用於確認特定地區周圍是否有較高發生率。

本文先使用電腦模擬比較三種異質性檢定中各一個具代表性的方法：Moran's I（總體檢定）、SaTScan（區域檢定）及 Tango score test（焦點檢定），比較資料具有空間自相關及群聚時的偵測效果，以提供實務分析的參考。其中模擬的實驗地區為二度空間，大小為 5x5、7x7、9x9、...、21x21 的格子點，檢測各方法在空間同質、空間自相關、群聚的效果。研究發現三種方法在空間同質性的結果大致相同，Moran's I 在空間自相關時最敏感，而群聚存在時則以 SaTScan 效果最佳。本文套用上述研究結果至縣市、鄉鎮市區層級全死因及前三大主要死因（惡性腫瘤、心臟疾病、肺炎），藉由探索性資料分析、空間分析等方法，包括空間異質性的統計檢定，探討我國國民死亡率的地區差異與時間變化趨勢。分析發現主要死因死亡率都具有空間異質性，各死因死亡風險熱區則有些微差距，其中惡性腫瘤及心臟疾病熱區大多落在東南部山區；而地區差異未隨時間有明顯改變，僅肺炎死亡率有逐年上升的趨勢，推測與都市化的空氣品質惡化有關。綜合而言，我國主要死因仍存有地區不平等的現象。

關鍵詞：空間異質性、空間自相關、平均餘命、主要死因、探索性資料分析

¹ 梁穎誼，逢甲大學風險管理與保險系副教授，email：yyleong@fcu.edu.tw

² 余清祥，國立政治大學統計系教授，通訊作者，email：csyue@nccu.edu.tw

³ 梁舒涵，國立政治大學統計所碩士，email：109354010@nccu.edu.tw

Abstract

Taiwan is not a big country but the discrepancy in life expectancy between areas is quite obvious. For example, the difference of male life expectancy between Taipei city and Tai-tung county is 9 years. We expect that the difference between regions will become smaller with the adjustment of public resources. Spatial heterogeneity can be used to explore the regional inequality and there are three types of tests for checking spatial heterogeneity: Global test, Local test and Focused test. Global test can be used to test whether the data are spatially homogeneous; Local test is usually used to detect the location of high-risk areas (i.e., clusters); Focused test can be used to confirm whether there are high incident rates around a specific area. In this study, we select three common heterogeneity tests: Moran's I (Global test), SaTScan (Local test) and Tango Score Test (Focused test), and evaluate whether these methods can detect spatial autocorrelation and/or clusters via simulation and empirical analysis.

The simulation study is performed on a two-dimensional space, with lattice data of size 5×5 , 7×7 , 9×9 , ..., 21×21 , under the assumption that the data satisfying spatial homogeneity, spatial autocorrelation and clustering. The empirical data considered are the township-level overall and major cause mortality rates in Taiwan. We found that these methods have similar results in checking spatial homogeneity. Moran's I is the most sensitive test to spatial autocorrelation, and SaTScan is the best for testing the existence of clusters, followed by Tango Score Test. We also apply these methods to the mortality rates of top three major death causes (cancer, heart disease and pneumonia) in Taiwan. We found that they change steadily, with the difference of mortality rates between two consecutive years satisfying spatially heterogeneity, and most clusters of mortality rates are located in the southeastern mountain areas. In general, there are still regional inequalities in the main causes of death.

Keywords: Spatial Heterogeneity, Spatial Autocorrelation, Life Expectancy, Leading Causes of Death, Exploratory Data Analysis

一、緒論

全球在 2022 年底已超過 80 億人，預期未來成長速度逐漸趨緩，現今兩百多個國家中多數遭遇人口減少的挑戰，僅有少數國家維持較快的人口成長（如：印度、非洲南部國家）。以國土面積而言，我國排名位於一百多名的中後段班，但以人口數計算，卻又屬於前六十名的前段班，如果以國土、人口作為群聚分析（Cluster Analysis）的依據，臺灣和新加坡、冰島等國都會被視為離群值（Brito, 2015）。也有學者依照國土面積，將各國分成大型、中型、小型、微型（large, medium, small, micro）等四個類型國家⁴，但國土大小未必能反映國家特性，也有人認為必須再加上人口相關變數（如：人口數、平均餘命、老化指數）及經濟相關指數（如：國內生產毛額、經濟成長率、失業率），我們也認同加上經濟、社會、醫藥等指標，更能以不同角度衡量國家現況及發展特色，單一指標可能會產生偏差。

與全球的國家差異類似，因為先天環境、人為發展等因素，臺灣各地的經濟、社會、醫藥等指標也存在不小的差別。國人較為熟悉的臺灣近代發展史，大致為從十七世紀鄭成功從荷蘭人奪回臺灣控制權，統治西部大多數地區，開始有大量漢人移居臺灣。當時較為繁榮的地區主要集中在南部，其中臺南為全臺首府長達一百多年，現在覺得臺南食物偏甜，據說源於當時認為糖代表有錢階級，因此歷來臺南人對糖的使用較為慷慨。由於政治經濟等因素的變動，臺灣重心逐漸由南向北移動，由俗諺「一府二鹿三艋舺」可窺得其中變遷，北部人口數、人口密度明顯高於南部，但正因北部土地已漸趨飽和，人口過度集中降低了生活品質，使得南部更具吸引力，未來南北人口數差異將減少。再比較各地的居民健康，雖然臺灣幅原不大，平均壽命的地區差異卻相當大，例如：根據內政部簡易生命表，民國 110 年臺北市男性、臺東縣男性兩者平均壽命相差大約 8.9 歲，略低於民國 101 年兩個縣市的 9.3 歲差異，但壽命的地區不平等仍然偏高⁵。

地區差異舉世皆然，這個現象不分古今中外，只有採用何種測量值與程度上的不同，以及當地政府與人民是否願意致力改善現狀。以居民的健康與死亡率為例，過去有不少研究以臺灣各地差異為題，探討主要疾病的空間特性及研發合適的分析方法。早期研究多以應用分析為主，包括范慶龍及賴進貴（2006）探討環境污染因子與惡性

⁴ 也有學者認為應該分成七個層級：巨型、超大型、大型、中型、小型、超小型和微型國家，參考 <https://www.newton.com.tw/wiki/%E4%B8%96%E7%95%8C%E5%90%84%E5%9C%8B%E9%A0%98%E5%9C%9F%E9%9D%A2%E7%A9%8D%E6%8E%92%E5%90%8D>

⁵ 內政部統計處，簡易生命表查詢。<https://www.moi.gov.tw/cl.aspx?n=3107>

腫瘤的關係，分析工業區位置與肺癌、肝癌的空間關係；胡立諄及賴進貴（2006）透過 Moran's I 等空間分析工具，發現臺灣女性癌症的發生率及死亡率存在空間聚集的現象。梁文敏等人（2007）研究肺炎及支氣管炎的空間分布，發現死亡率較高的前 25% 鄉鎮市區（危險區），集中在高雄屏東等中南部地區；林志銘及林文苑（2012）研究男女兩性的死亡風險聚集差異，透過標準死亡比及 Local G 等空間分析方法，發現酒精性疾病死亡率存在性別及城鄉差異。空間群聚在流行病學上具有兩個意義：一、探索各層面的相關風險因子如環境因素、社會結構、經濟差距（Waller, 2015）；二、群聚的結果可用於政策上的制定與修正（Gomes et al., 2020）。

近年也有不少學者配合疾病及危險因子的分布特性，設計能夠符合需求的空間統計理論及模型，除了提出實務應用時的操作方法外，研究結果也能作為公共政策的參考。例如：溫在弘（2022）整理傳染病地理學的研究結果，將分析方法區分為三類：點資料的群聚效果、面資料的空間相依性及異質性、尺度效果造成的影響；張雅梅等人（2022）套用 Huang et al. (2018) 的穩健迴歸（robust regression）模型，加入了風速與溫度氣候因子，透過簡單克金法（simple kriging）預估各地區 PM2.5 懸浮粒子；余屹正等人（2022）提出條件自迴歸和羅吉士模型的混合模型，用以因應登革熱的空間相關零膨脹資料，研究發現陽溝的效應與登革熱感染勝算比呈現顯著正相關；余清祥等人（2022b）透過電腦模擬比較地理加權迴歸（GWR, Geographically Weighted Regression）及其修正模型，並以 GWR 等模型代入鄉鎮市區死亡率，發現各地區的人口數、平均門診次數與死亡率有關。

本文目標在於探究臺灣居民健康的時空特性，包括評估各地區死亡率是否為空間異質性（Heterogeneity）。目前我國異質性探討的最小地理單位為鄉鎮市區，隨著 2013 年政府制訂「行政院及所屬各級機關政府資料開放作業原則」後，鄉鎮市區層級的全死因及各類癌症死亡人數可從政府開放資料網站取得，其中死因資料為衛生福利部負責統籌發布，而暴露人口數可參考內政部各鄉鎮市區人口統計，統整兩者可計算鄉鎮市區的全死因及主要死因之死亡率。由於我國官方資料容易取得、且準確性高，根據這些資料的學術研究頗為活躍，例如：鄧詠竹等人（2016）由死因資料計算標準化死亡率，應用 Local Moran's I 偵測死亡率空間群集，發現各種死因的熱區不盡相同，惡性腫瘤集中在都市或西部沿海地區，慢性肝病及肝硬化則在台北市與東部山區；李宗儒等人（2021）使用 Local Moran's I 及地理加權迴歸（Geographically Weighted Regression, GWR）判斷大腸癌死亡熱區，除了偵測出風險較高的熱區，他們也發現明顯的空間異

質性。

空間異質性指的是資料在空間分布上存在差異，例如特定的高死亡率地區、低生育率地區，如果存在與大部分地區不同的區域便可稱為異質性。空間異質性的檢定可分為三種類型：總體檢定（Global test）、區域檢定（Local test）以及焦點檢定（Focused test），三種檢定概括不同面向的空間議題，即是否存在異質性、是否存在數值較為不同的地區（即群聚）、以及群聚的發生位置。空間異質性檢測工具眾多，但相關研究鮮少討論不同情境下的檢測效果。在實務應用尤其在流行病學領域中，常看到先以總體檢定檢測是否存有空間異質性，再使用區域檢定找出確切的群聚位置。此分析流程雖被廣泛使用，但在解釋上有其限制，例如區域檢定顯著、總體檢定不顯著，則無法解釋進行總體檢定的意義。事實上，總體檢定常用的 Moran's I 統計量，其建構方式傾向偵測空間自相關的結構，而區域檢定如 scan statistics 則假設了研究區域存有熱區。空間群聚為在期望值部分具有空間不一致性，空間自相關可視為期望值為平穩（stationary），但在共變異數為相關、亦即區域間並非獨立，許多研究並無區分總體檢定與區域檢定背後的理論假設，即空間群聚與空間相依性，忽略空間異質性方法的細部下，交叉使用這些檢定易造成解釋上的混淆。因此，本文希望評估常見工具在不同空間特性之下，包括存在空間自相關（Spatial Autocorrelation）及群聚（Cluster）時的偵測效果，並建議較合宜的空間異質性檢測工具。本文將透過電腦模擬比較三種檢定，將這些方法套用至臺灣歷年前三大死因（惡性腫瘤、心臟疾病、肺炎）的鄉鎮市區死亡率，描述主要死因的時空特性。

本文編排如下：第二節回顧過去關於空間異質性檢測的文獻及方法；第三節說明本文所使用的模擬設定及實證資料；第四節為第一部分的模擬分析，以電腦模擬比較三種空間異質性的檢定，作為實務應用的參考；第五節為第二部分的實證分析，將前述較佳的異質性檢定，代入臺灣前三大死因（惡性腫瘤、心臟疾病、肺炎）的鄉鎮市區級別之標準化死亡率。第六節統整本文模擬與實證結果提供讀者參考，並根據分析結果提出實務建議，同時討論後續可能的研究議題。

二、 文獻回顧

空間資料大體上可分為三類：地理統計資料（Geostatistical data）、空間點分布資料（Spatial point patterns）以及本文探討的格點空間資料（Lattice data），各種資料格式與適用領域並不相同。地理統計資料大多用在水文、地質與大氣相關議題，諸如

大氣測站、地震測站等，著重整體區域的變數分布及其預測，文獻中常見的方法是克里金法。空間點分布資料也類似，但探討焦點通常在空間點分佈的位置及相對關係，例如傳染病個案發生的位置，研究通常探索點的分佈是否隨機，以及是否存在風險較高的熱區（Hot spot），以及熱區的範圍及形狀等。另一方面，本文考量的格點空間資料則常見於人文社會領域，在臺灣的研究目標多為縣市、鄉鎮市區等行政地區，每個區域蒐集人口數、疾病發生人數之類的資料，探討這些變數是否與地點有關。因為臺灣官方資料多半透過戶籍登記獲得，格點資料的取得較為容易、應用也較廣泛，例如：林志銘及林文苑（2012）利用鄉鎮市區層級資料，探討酒精性疾病死亡率的空間聚集情形。本文也使用格點資料，透過戶籍登記等官方資料，探討臺灣鄉鎮市區層級主要死因的空間特性。

空間異質性在空間資料中經常出現，例如各地區的經濟收入、壽命健康多半並非隨機分布，經常具有某些特定趨勢。產生異質性的機制有許多可能，其中被廣泛討論的類型包括空間群聚與空間相依性（或稱空間自相關），前者指出某些局部區域的特性較為不同，後者描述空間區域間的連動關係，空間異質性可能會由其中一種、或兩者交互作用而產生，實務應用時不容易區隔真正產生的類型，何者應先偵測至今仍無定論（Wang and Yue, 2013）。目前空間異質性的偵測方法，依照使用情境與目的大致可分為以下三種：總體檢定（Global test）、區域檢定（Local test）以及焦點檢定（Focused test）。以下依序介紹總體檢定、區域檢定、焦點檢定中常用的偵測方法。

● 總體檢定 (Global test)

總體檢定用於檢測全區域資料是否為空間同質。如果有群聚發生，整個研究區域存在兩種或兩種以上類型的區塊，此時必定不滿足空間同質性；如果有空間相依性，則相鄰地區的資料數值通常會有關連，空間同值性同樣也不成立。總體檢定驗證整體區域內是否存有空間異質現象，並不針對群聚、自相關進行細部探討，此與其他兩種檢定方法不同。目前使用最廣泛的整體檢定為 Moran's I (Moran, 1950) 以及 Geary's C (Geary, 1954)，由於 Moran's I 的想法類似相關係數，而且較易偵測出空間異值，實務上的使用比例較高，因此本文僅考量 Moran's I。Moran's I 統計量可表示為：

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \times \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (1)$$

其中 n 為研究區域的總區塊數； i 、 j 表示研究區域中的區塊位置， x_i 、 x_j 為區塊 i 及區

塊 j 的觀察值， \bar{x} 為研究區域中所有區塊的觀察值平均，而 w_{ij} 為空間權重矩陣，用於表示區塊 i 及區塊 j 的臨區位置關係。Moran's I 的解讀與皮爾森相關係數類似，介於 -1 至 1 之間；數值大於 0 表示存有空間鄰近正相關，反之則為負相關，接近 0 表示空間資料接近隨機分佈，意即趨近於空間同質。在實務上，可使用 Z-score 檢定是否存有空間異質性：

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{var}(I)}} \quad (2)$$

其中 $E(I)$ 與 $\text{var}(I)$ 分別為 Moran's I 的期望值與變異數。檢定一般仿效常態分配資料的雙尾假定，若檢定具有統計顯著性，表示空間資料並非同質。

表 1、LISA 檢定結果對照表

High - High, HH 熱區(Hot spot)	x_i 高於平均， 且區域 i 周邊的觀察值也高於平均	正相關
Low - Low, LL 冷區(Cold spot)	x_i 低於平均， 且區域 i 周邊的觀察值也低於平均	
High - Low, HL	x_i 高於平均， 但區域 i 周邊的觀察值低於平均	負相關
Low - High, LH	x_i 低於平均， 但區域 i 周邊的觀察值高於平均	

● 區域檢定 (Local test)

區域檢定主要用於偵測群聚發生的位置，逐一計算每個區域的統計量，並進行空間群聚的檢定，其作法比上述總體檢定更為細緻。現今常用的區域檢定主要有 Local Indicators of Spatial Association (LISA) 偵測方法 (Anselin, 1995)，以及經常用於研究公共衛生與流行病的 SaTScan (Kulldorff and Nagarwalla, 1995) 方法。LISA 統計量由總體檢定 Moran's I 推廣至局部區域的計算，其計算方式是將整體區域的 Moran's I 改成局部區域 i 的數值，其他的檢定方式如 Z-score 檢定與結果判讀與 Moran's I 相同。

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (3)$$

值得注意的是 LISA 具有更豐富的意涵，經由比較區域 i 以及周邊區域的值，LISA 可進一步細分為四個部分如表 1 所示，其中正相關部分 (HH、LL) 一般稱為自我相關，負相關部分則被視為空間離群值 (spatial outlier)。LISA 在實務上使用相當廣泛，不僅在許多空間計量軟體都有此功能，標示正負相關在區別熱點、異常區域中也有實質

幫助，使得在處理空間資料的探索性分析（Exploratory Data Analysis, EDA）時，LISA 經常是選擇的工具，主要可用於標記空間群聚、離群值相對的區域。然而，由於 LISA 並不是從統計分佈的假設出發，儘管其使用上極為便利，但其檢定力則略小於後期的空間參數檢定（parametric test）。

較為知名的區域檢定為 Kulldorff and Nagarwalla（1995）提出的 scan statistics，其原理為透過多個圓形窗格掃描研究區域，以概似比檢定（Likelihood ratio test）判斷視窗內外是否有顯著不同，這樣的檢定在區域中重複進行，直到找出所有顯著群集地區。該作者在提出統計量後，也開發了相關的分析軟體與模組 SaTScan，後續的文獻常把 SaTScan 軟體與 Kulldorff 等人發展的分析統計量視為一體（Takahashi and Tango, 2008），本文也沿用這種作法，將 SaTScan 定義成使用 scan statistics 的方法。SaTScan 原先只能用於偵測圓形群集，後續不少模型將其延伸至非圓形，包括 Tango and Takashi（2005）的 FlexScan 以及 Tango（2008）提出的限制概似比（Restricted likelihood ratio），現在網路上可下載 Kulldorff 和 Nagarwalla 建立的 SaTScan 軟體，也能偵測非圓形的群集。概似函數的計算如下：

$$S = \max_Z \frac{\left(\frac{o(Z)}{n(Z)}\right)^{o(Z)} \left(\frac{o(G) - o(Z)}{n(G) - n(Z)}\right)^{o(G) - o(Z)}}{\left(\frac{o(G)}{n(G)}\right)^{o(G)}} I\left(\frac{o(Z)}{n(Z)} > \frac{o(G) - o(Z)}{n(G) - n(Z)}\right) \quad (4)$$

其中 Z 表示選取的區塊， G 表示研究區域， $o(Z)$ 、 $o(G)$ 分別表示選取區塊內以及研究區域的事件發生數， $n(Z)$ 、 $n(G)$ 分別表示選取區塊內以及研究區域的人口數，以 $\frac{o(Z)}{n(Z)}$ 表示選取區塊內的事件發生率， $\frac{o(G) - o(Z)}{n(G) - n(Z)}$ 表示區塊外的事件發生率。虛無假設可視為研究區塊內的風險與區域外的相同，即空間同質性，對立假設則為研究區塊內的風險有異於區塊外的發生率，即存有空間異質性。

● 焦點檢定（Focused test）

焦點檢定與區域檢定相似，兩者不同之處在於焦點檢定探討特定位置周邊是否有異常的風險，因此焦點檢定會先鎖定某群聚可能發生位置（即汙染源），例如：核電廠、工業廢水等，再進行群聚檢定。直觀上，距離汙染源距離越遠，該區域受到的相對風險會越小，因此焦點檢定的虛無假設與對立假設設定如下：

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_m = 1 \quad (5)$$

$$H_1 : \theta_{(1)} \geq \theta_{(2)} \geq \dots \geq \theta_{(m)} \quad (6)$$

其中 θ_i 為離污染源第 i 近區塊的相對風險（RR；Relative Risk），通常距離污染源愈近、風險愈高。Waller et al.（1992）以及 Lawson（1993）將對立假設改寫成：

$$H_1 : \theta_i = 1 + g_i \varepsilon \quad (7)$$

其中 g_i 為第 i 區塊的曝露函數（Exposure function）， ε 設定為與相對風險 θ_i 相關的常數，曝露函數一般設置為遞減函數，以符合相對風險隨距離遞減的實況。

Tango（1995, 2002）後續提出 Tango Extended Score Test，將暴露函數設定為：

$$g_i(\lambda) = \exp\left\{-4\left(\frac{d_i}{\lambda}\right)^2\right\} \quad (8)$$

其中 d_i 為第 i 區塊與污染源的距離，而 λ 則為可使 p-value 達到最小值之數值。Tango（2002）研究顯示 Tango score test 的檢定結果優於其他焦點檢定，蔡承庭（2011）亦顯示 Tango score test 的檢定力較為穩健，不受群聚類型的影響，本文也選擇 Tango score test 為焦點檢定的代表方法。

以上提到的三種檢定方法，其統計量背後的假設並不相同。在文獻上總體檢定多為歸類在空間相依性的假設；區域檢定與焦點檢定則假設為空間群聚。事實上，空間統計方法自 Cliff and Ord（1969）之後，專有觀念如空間相依、空間異質性、空間群聚、空間非穩定性（spatial nonstationary）等概念之間並非完全沒有關連，實務上經常混合使用。例如 LISA 統計雖為區域檢定統計量，背後的理論仍從空間相依性描述；Fotheringham（2009）指出了空間相依性與空間異質性關係相當複雜，兩者雖然有不同機制產生，但實務上未必能清楚區隔資料具有哪種空間特性。針對空間異性的偵測方法，歷有不少研究藉由電腦模擬、實證分析評估各種方法的差異。例如：Jackson et al.（2013）以全美國為研究目標區域，透過電腦模擬探討區域檢定方法，比較這些方法在大面積空間群聚、單一空間離群值兩種空間現象的偵測結果。另外，也有研究從實際資料展示檢測方法的差異，Hanson and Wiecek（2002）透過酒精中毒死亡率資料，比較 LISA 統計量與 SatScan 的偵測效果；Laohasiriwong et al.（2018）則使用慢性下呼吸道疾病死亡率，比較 scan statistics、LISA、Gi 統計量。

或許因為不容易分辨，目前鮮有研究針對相依性、異質性提出較為完整的討論。Wang and Yue (2013) 在探討空間群聚方法時，特別提到了空間相依性與空間群聚所造成的影響，發現兩者衍生了類似的空間現象，意謂以上三種檢定可能無法有效區分兩者。我們認為探索背後的空間假設非常重要，尤其是在後續在建立空間模型的驗證性分析，例如空間相依性適合使用空間自迴歸的總體模型 (global model) 切入，而空間群聚可使用地理加權迴歸分析，當然，這兩種分析方法衍生詮釋也不同。相較於空間相依性，空間群聚屬於系統性現象，像是存在某個風險因子，需要進一步探索潛在的影響因子；空間相依性屬於研究區域的普遍現象，通常地理單位愈越小、愈容易產生這種現象，這種現象也稱為地理第一定律 (Tobler's first law of geography; Tobler, 1970)：「所有事物都與其他事物的相關，但近處的事物會比遠處的事物更為相關 (Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things.)」，亦即距離接近的地區因為具有類似的生活環境，因此觀測結果通常較為相似，意謂空間中的資料間存在相關而非獨立。本文將於下一節說明模擬研究的情境，評估上述三種檢定方法的優劣。

三、 資料與研究方法

本節先以電腦模擬測試上述三種異值性檢定，比較總體檢定、區域檢定、焦點檢定三種方法的差異，以假設檢定的型一誤差 (Type-I error) 與檢定力 (Testing power) 作為衡量依據；第四節再將檢定力較佳的方法套用至實證資料，探討臺灣主要死因的特性及趨勢，作為政府制訂提升國人健康政策的參考。過去研究也藉由電腦模擬比較不同方法，但多半只針對某一種類型異值性檢定，例如：Bivand et al. (2009) 使用方形與非規則格點區域，探討 Moran's I 的檢定力，發現研究區域大小、形狀與檢定力有關；Jackson et al. (2013) 在設定空間群聚上，則考慮大面積群聚 (例如美國整個東海岸) 與單一空間異常值。與以上的研究不同的是，本研究考慮不同群聚遞減函數，同時也加入了空間相依性。本文電腦模擬設定考量以下四個因素，包括空間區域設定、疾病死亡人數產生方式、空間群聚、空間相依性。

● 空間區域設定

研究區域將設定成方形格點 (Regular lattice)，每個方形格點大小為 1×1 ，相鄰格點之間距離均為 1。由於需要設定群聚中心點，因此將格點區域設定為奇數個數，亦

即格點長寬個數為 5×5、7×7、…、21×21，共計 9 種不同的正方形區域；另外，如果存在熱區，則令方形區域的正中心位置為群聚中心點，圖 1 以 15×15 的空間大小為例，群聚中心座標將設定為(8,8)。

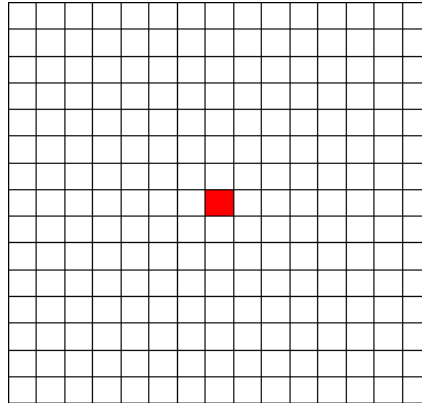


圖 1、格點模擬示意圖

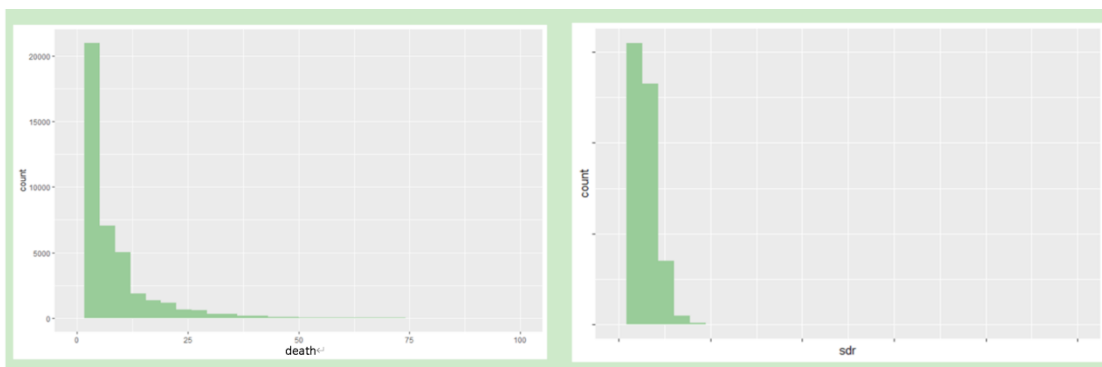


圖 2、惡性腫瘤死亡人數與 Poisson 假設之分佈

● 疾病死亡人數

本文盡量使電腦模擬的設定接近實際狀況，臺灣 368 個鄉鎮市區中大約 65% 人數在一萬人以上，也有 82% 鄉鎮市區人數超過五千人，因此本文假設每個格點的人口數為一萬人。參考臺灣 2020 年主要死因的死亡率數值，像是惡性腫瘤、心臟疾病以及肺炎，將疾病死亡率令為萬分之十，搭配每個格點人數一萬人，每個格點的預期死亡數為 10 人。另外，死亡人數或標準化死亡率在分布上多半呈現右偏，與 Poisson 分配相似，如圖 2 惡性腫瘤死亡人數的分佈，其他死因的情況也類似，因此本文假設死亡人數之類的事件發生數服從 Poisson 分配，其中參數 $\lambda=10$ 。

● 群聚模型設定

本文的空間異質性來源分成空間群聚、空間相依性，其中群聚的設定參考蔡丞庭（2011）以及 Wang and Yue（2013）的電腦模擬，將風險函數套用到研究地區。在存在群聚之下，每個格點發生數可寫為 $y_i = \theta_i x_i$ ，其中 θ_i 為風險函數， x_i 為服從 Poisson 分配之亂數。風險函數的設定依距離遞減原則，可分為三類（圖 3）：線性下降群聚（linear decline clustering）、指數下降群聚（exponential decline clustering）、熱區群聚（hotspot decline clustering）。群聚中心為上述的區域中心點（圖 1 紅色區域）， θ_i 為發生率之比值，若大於 1 表示該格點的風險高於一般，小於 1 則代表風險較低。在距離遞減原則下，距離中心點越遠則風險逐漸下降（圖 3），縱軸的風險值在中心點最高，在接近 2 個格子點時則遞減至 1，即風險較高的區域最多為 2 個距離單位。另外，模擬也參考 Wang and Yue（2013），將群聚中心點的死亡或罹病風險設置成整體平均的 1.49、2.01、2.72 倍，分別為低中高三個層級的風險。

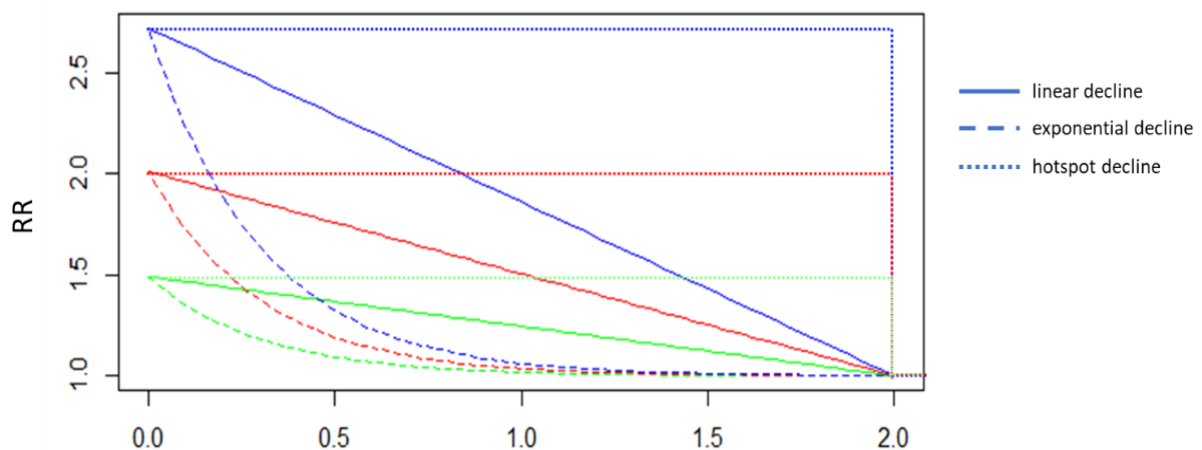


圖 3、群聚模型下風險函數遞減示意圖。

（註：藍色、紅色、綠色分別表示 RR 等於 2.72、2.01、1.49）

● 空間自相關設定

空間自相關指區域之間具有關聯性，其設定參考 Tobler（1970）地理第一定律。誠如前面所述，地理單位越小，其屬性的相似性愈強，因此預期在單位面積較小的研究區域（如鄉鎮市區）會更明顯。有別於前述的群聚，空間自相關並無特定的發生區域，通常是在全區域的普遍現象。

本文使用常見的空間自迴歸模型 spatial autoregression (SAR) 產生空間自相關，SAR 模型可表示為：

$$Y = \rho WY + X\beta + \epsilon \quad (9)$$

經過移項可改寫為：

$$Y = (I_n - \rho W)^{-1} X\beta + (I_n - \rho W)^{-1} \epsilon \quad (10)$$

其中 Y 為空間自相關調整後的向量，表示空間上所有觀測資料； ρ 為空間自相關係數，為單一純量。 W 為標準化後的空間矩陣 (row-normalized adjacency matrix)，本文設定為 rook-type contiguity； X 為自變數矩陣，此處設定為服從 Poisson(10) 之亂數，而 β 為參數值向量， ϵ 為白噪音向量，此處設定為服從常態分配 $N(0, 0.1^2)$ 之隨機向量。

四、 模擬研究結果

本節將分析三種空間異質性檢定在虛無假設 (空間同質)，以及對立假設 (空間異質) 之下的檢定結果。本文電腦模擬仿造 SaTScan 的常見設定，包括假設罹病人數服從 Poisson 分配、掃描窗口為圓形，而最大掃描窗口則設定為總人數的 50%。以下分別說明三種異質性檢定在不同情境下的偵測結果，首先考量空間同質，亦即研究區域的資料為同質。

● 空間同質情境

在空間同質的情形下，預期各檢定的 p-value 應該符合均勻分配。換言之，型一錯誤發生率也應接近設定 α 值的比例。值得注意的是 Moran's I 檢定需先設定相鄰權重矩陣，有幾個常見設定：分別是 rook-type contiguity (西洋棋中的城堡)、queen-type contiguity (西洋棋中的皇后)、距離倒數、距離平方倒數 (如：引力)。權重矩陣的設定可能會影響偵測效果，在進一步與其他檢定比較時，我們先測試這四種權重矩陣在空間同質上的穩定性；若某個設定效果並不理想，則先將其排除於後續的分析。研究選用常見的 α 值：0.01、0.05、0.1，作為檢測型一錯誤的發生率是否接近理論值的標準。

圖 4 展示了 10,000 次模擬結果中，四種權重矩陣的型一錯誤率。其中 rook-type contiguity 以及 queen-type contiguity 都相當穩定。以距離作為權重的效果都略差於前兩者，尤其是距離倒數的權重。 $\alpha = 0.1$ 、0.05 時的比例偏小，而在 $\alpha = 0.01$ 時則會又偏高，並不符合理論假設。因此我們選擇 rook-type contiguity 及 queen-type contiguity 兩

類相鄰權重矩陣進行後續分析。

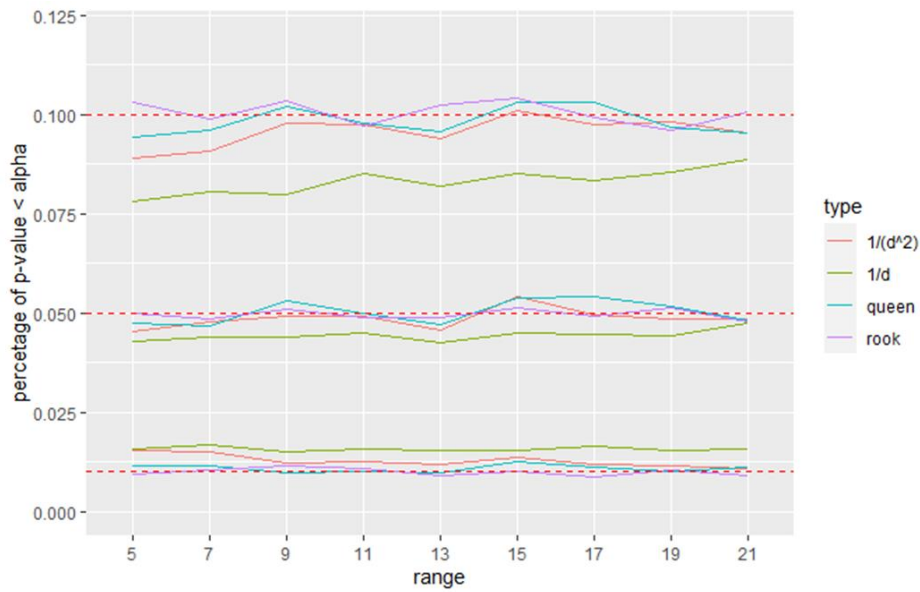


圖 4、空間同質下 Moran's I 的 4 種權重矩陣型一錯誤率

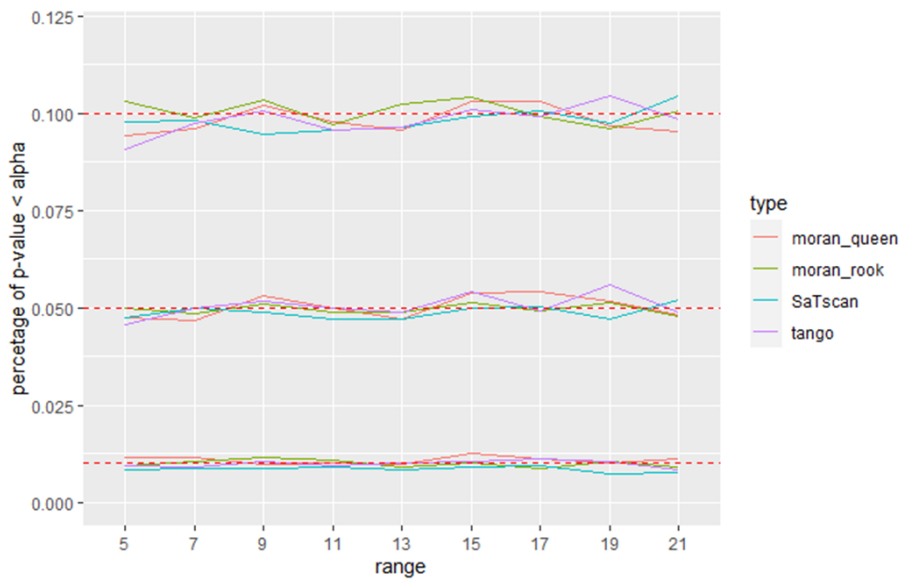


圖 2、空間同質下 3 種檢定方法之型一錯誤率

根據以上的模擬測試得知，Moran's I 在 rook-type contiguity 及 queen-type contiguity 鄰區設定下接近理論檢定值，因此接著以相同設定測試其他兩種檢定方法。與先前的 Moran's I 的結果類似，Tango score test 及 SaTScan 的型一錯誤率接近設定之 α 值（圖 5），在不同格點空間下都是如此。換言之，這三種方法的空間同質檢定結果都符合預期，接下來繼續檢視三種方法的檢定力。

● 空間群聚模擬

在空間異質部分，我們先檢視空間群聚之下的檢定力，在此假設存有一個中心位於研究區域正中位置的群聚。空間群聚則由先前描述的三種類型(線性、指數、熱區)產出。由於檢定力分析除了需模擬不同空間大小，也需模擬不同模型以及相對風險 RR，模擬次數同樣都是一千次，顯著水準 α 值為 0.05。圖 6 為三種方法的檢定力，其中 SaTScan 的檢定力最高，Tango score test 次之，總體檢定 Moran's I 的效果則最差。檢定力在不同情境有明顯差別，各種檢定在熱區群聚的效果最佳，指數下降情境的檢定力則明顯最差，由於熱區群聚的各個區塊風險都非常接近，並無距離遞減的效應，以致群聚訊號 (signal) 不易被掩蓋而易被偵測。另外，如果群聚為熱區型態，SaTScan 與 Tango score test 較不受區域範圍大小、風險值 RR 的影響，幾乎都能正確偵測出空間群聚，符合這兩類型方法的設計初衷。

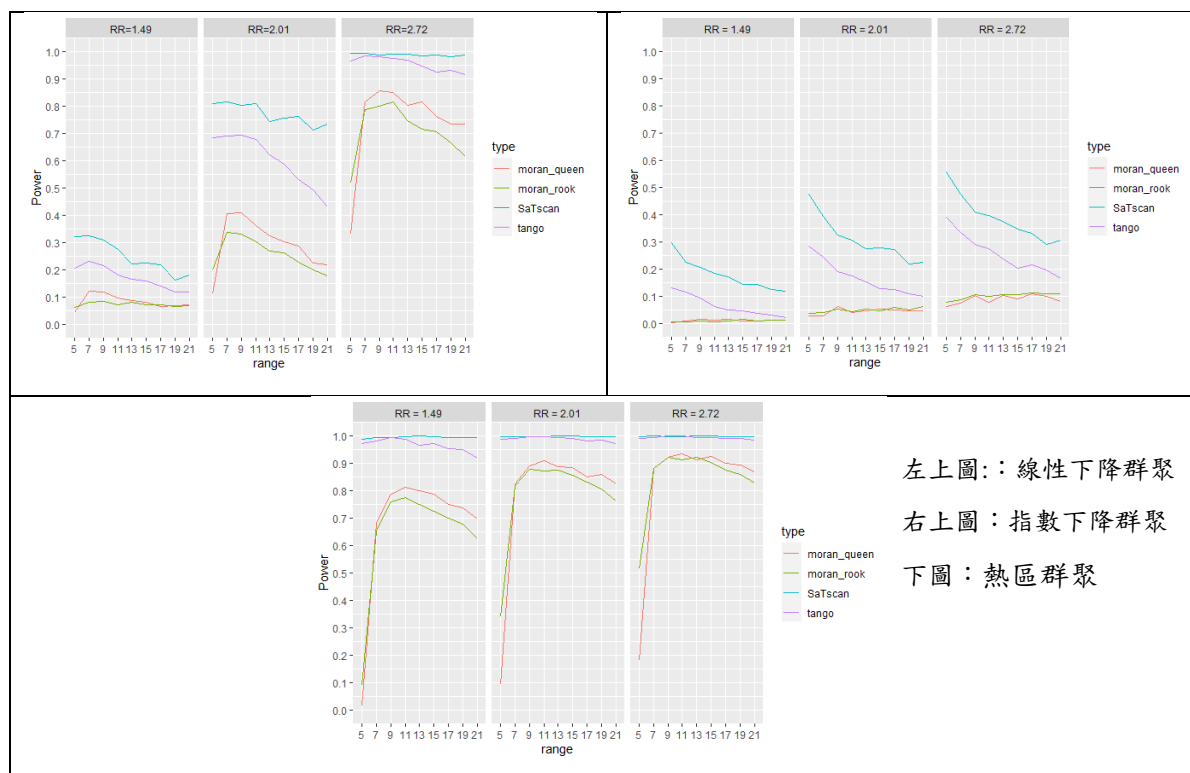


圖 3、三種檢定方法在有群聚時之檢定力

上述群聚的模擬結果中，SaTScan 的檢定力下降幅度相對小於 Moran's I 以及 Tango score test，顯示 SaTScan 的檢定效果較不受觀測空間大小影響。SaTScan 除了可判斷空間異質之外，最廣為實用的功能在於它可以偵測群聚的區塊位置，相較於單純偵測空

間異質性的 Moran's I 或是針對單點附近進行確認的 Tango score test，SaTScan 可以針對整個觀察空間進行掃描，檢測出可能存在群聚的區塊，推測這是這個方法比較不受研究區域影響的原因。

● 空間自相關模擬

在此部分的空間異質性僅存空間自相關，而不存在群聚效果。除了研究區域設定維持 5×5~21×21 九種情境，模擬次數同樣為一千次，本文考慮 0、0.1、0.2、...、0.8 總共九種自相關係數，在 SAR 模型下比較方法差異。空間自相關的檢定力結果參考圖 7，三種方法的檢定力隨自相關係數而增加，研究區域愈大、檢定力愈大，而 Moran's I 的結果明顯優於其他兩者，而且差異隨著空間大小而提高。（註：SaTScan 和 Tango score test 的檢定力在小區域有異常震盪。）綜合三種方法在研究區域為 15×15，檢定力與自相關係數的關係（圖 8），發現 Moran's I 的檢定力在 ρ 介於 0 及 0.4 間急速上升，檢定力 0.4 以上非常接近 1.0；SaTScan 及 Tango score test 則緩慢上升，在 $\rho > 0.7$ 後才明顯上升。根據以上結果，在有空間自相關、沒有群聚效果時，Moran's I 為較佳檢測方法，但不建議用於較小研究區域。

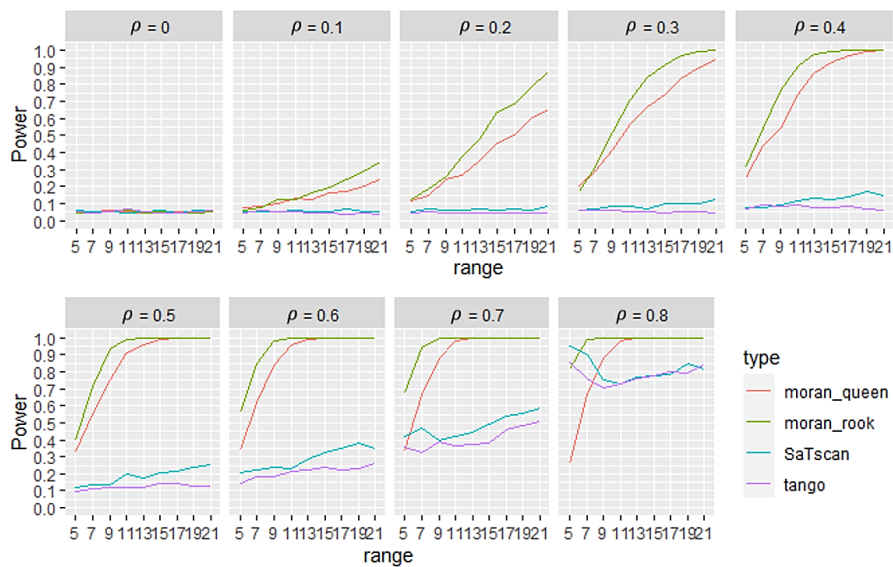


圖 7、空間自相關 3 種檢定方法之檢定力

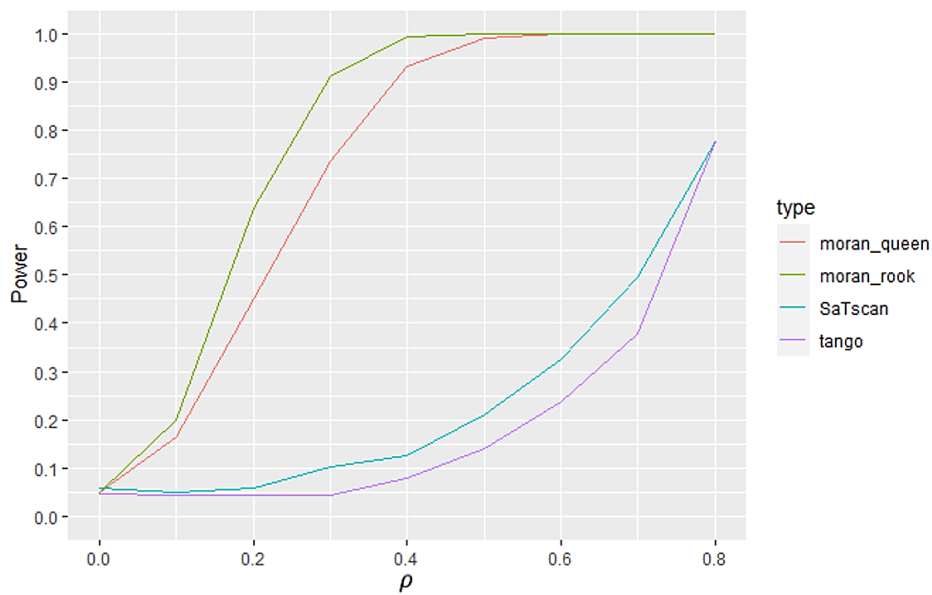


圖 8、不同空間自相關設定之檢定力變化 (空間大小 15x15)

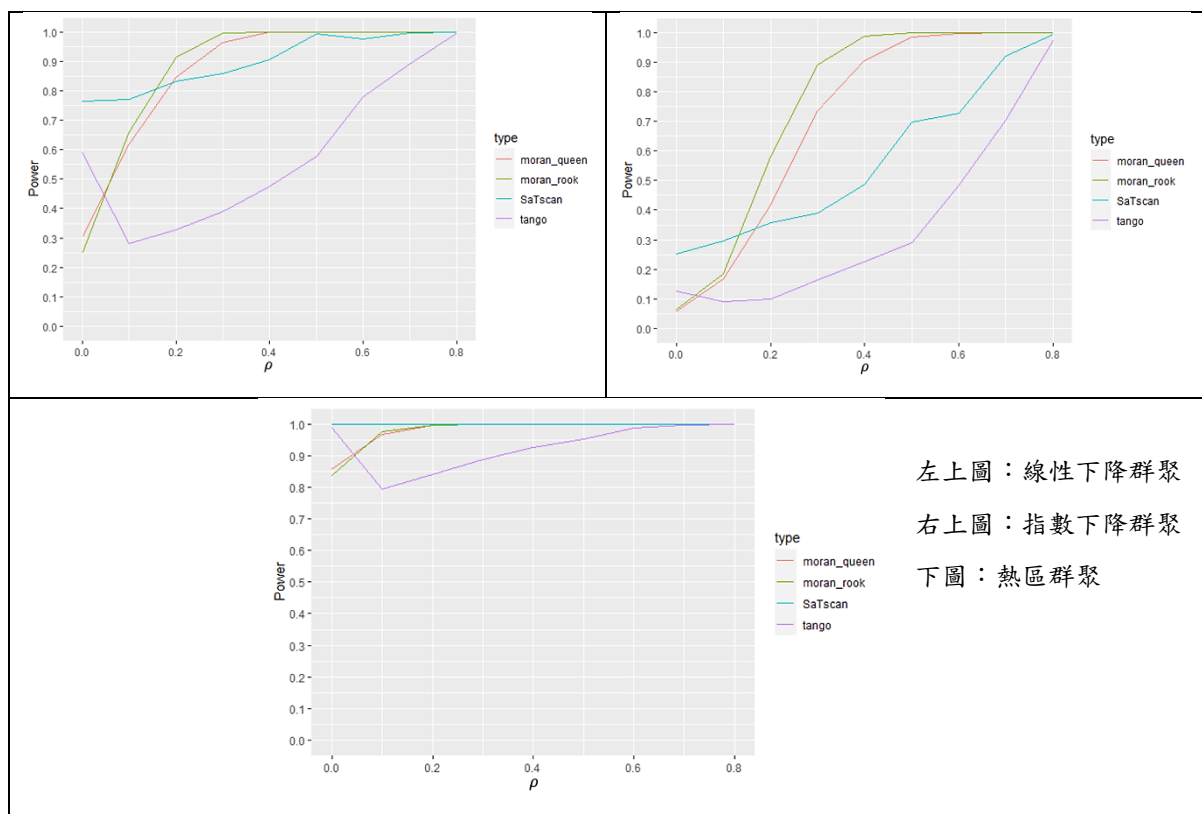


圖 9、各種群聚與空間自相關之檢定力比較 (空間大小 15x15)

● 群聚與空間自相關的模擬

上述討論了存有群聚、或單純有空間自相關的情境，接下來繼續討論同時存在群聚及空間自相關，在此以研究區域為 15x15、風險值 RR 為 2.01 為例，說明一千次模

擬的結果（圖 9）。總體而言，Moran's I 的檢定力最佳、SaTScan 次之，這個結果比較接近只有空間自相關的情境。SaTScan 雖然略遜於 Moran's I，但其檢定力都優於只有群聚（圖 6）、或只有空間自我相關（圖 7），顯示這個方法對於空間異質性相當敏感，或許這也是 SaTScan 是許多機構（如美國癌症學會，American Cancer Society）推薦的方法。相較之下，猜測受限於焦點檢定的目標及特性，Tango score test 在群聚及空間自相關的偵測效果較差，除了對特定污染源目標進行檢定外，單獨使用的效果可能並不理想。

五、臺灣主要死因的實證分析

本節探討臺灣主要死因的空間特性，除了全死因之外，本文選擇惡性腫瘤、心臟疾病、肺炎為代表。由於各地區的年齡結構不盡相同，如果單以粗死亡率作為評估標準，因為死亡率多半隨年齡上升，如此可能受到老年人口比例的干擾，導致誤判各地區的死亡特質。為了因應年齡結構的影響，本文先計算各地區的標準化死亡率，再將其代入空間分析。死亡率標準化通常分為兩種方法：直接調整法（Direct Method of Adjustment）及間接調整法（Indirect Method of Adjustment），常見的標準化死亡率（Standardized Death Rate; SDR）及標準化死亡比（Standardized Mortality Ratio; SMR）分別是直接調整法、間接調整法的常見方法。

我國官方公佈的統計數值大多為 SDR，表達格式類似第四節的模擬設定，像是每十萬人的死亡數，因此適合套用本文考量的空間異質性檢測方法，將 SDR 用於探索死亡率的空間特性。另一方面，SMR 數值代表與標準值的比較，更適合用於描述死亡率的變化趨勢，而且資料需求在小區域（如鄉鎮市區）較容易滿足。標準死亡率 SDR 的定義為：

$$\text{標準死亡率} = \frac{\sum(\text{各組死亡率} \times \text{標準母體該組人口數})}{\text{標準母體人口數}} \quad (9)$$

SDR 可視為標準母體各年齡死亡率的加權平均。另外，標準死亡比 SMR 的定義為：

$$\text{標準死亡比} = \frac{\text{觀察死亡人數}}{\sum(\text{各組人口數} \times \text{標準母體該組死亡率})} \times 100\% \quad (10)$$

SMR 僅需目標地區的各年齡層人數、總死亡數。無論 SDR 或 SMR，本文以年齡及性

別進行分組。本文的死亡人數資料來源為衛生福利部公布的國人死因統計資料⁶，而人口資料則擷取於內政部公布的人口統計資料⁷，觀察年度均為 2001~2020 年。

另外，為了凸顯時間趨勢的變化，此處使用的標準母體是以 2001~2020 年全臺灣加總的人口數及其結構為基準。標準死亡比可以作為觀察該地區死亡風險的指標，若 $SMR > 1$ 則顯示該地區的死亡風險高於標準人口的死亡風險。

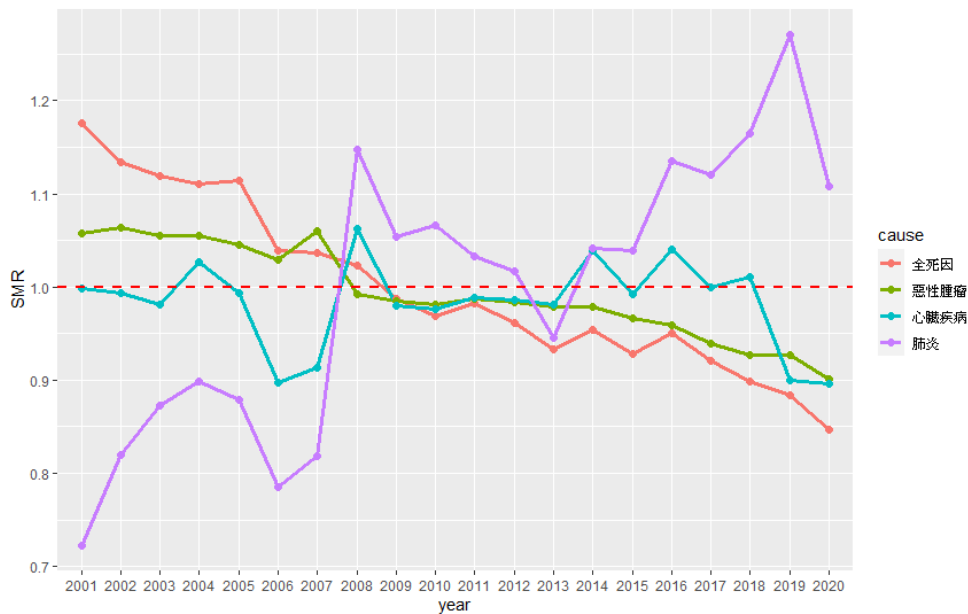


圖 10、2001~2020 年全臺前三大死因標準死亡比 (SMR) 趨勢

首先由 2001 年至 2020 年的 SMR 說明全死因及主要死因的時間變化 (圖 10)。過去 20 年全死因的 SMR 逐年下降，其中惡性腫瘤與全死因較為相似，或許與惡性腫瘤為我國死因之首有關。心臟疾病則微幅下降，但整體趨勢大致持平；肺炎趨勢最為不同，近年呈現大幅度上升，可能與都市化的程度、空氣汙染等因素相關，未來需要特別注重與防範。接下來分別討論主要死因的空間、時間的變化，先計算各行政單位 SMR 的相關係數，說明主要死因的年度變化。主要死因的時間趨勢可透過相關係數描述，其中 SMR 數值適合用於呈現死亡率的變化，我們以 2014~2020 年縣市層級資料為例說明主要死因在各年度間變化。圖 11 為縣市惡性腫瘤 SMR 的歷年數值之相關係數，無論性別明顯可見癌症死亡率在各年度間為高度相關，雖然相關性隨著間隔時間遞減，但數值大致上都有 0.7 以上，顯示各縣市的癌症死亡率沒有隨時間而大幅變

⁶ 資料來源：<https://data.gov.tw/dataset/5965>。

⁷ 資料來源：<https://www.ris.gov.tw/app/portal/346>。

化。死因為心臟疾病（圖 12）、肺炎（圖 13）SMR 的相關係數也類似，各年度間為高度相關。

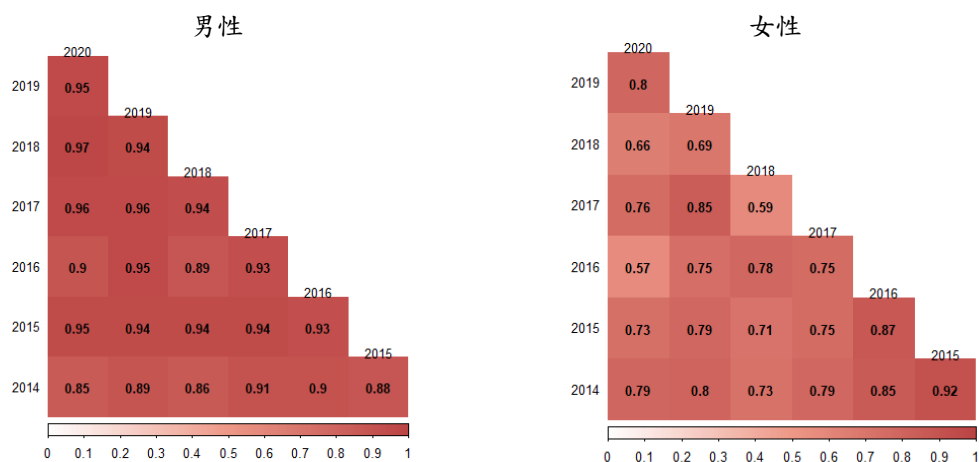


圖 11、縣市惡性腫瘤 SMR 的年度間相關係數

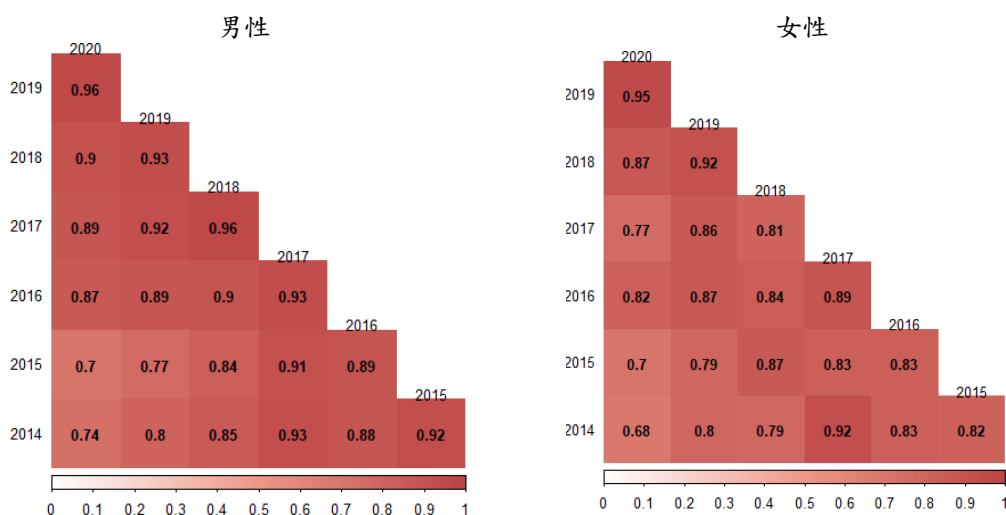


圖 12、縣市心臟疾病 SMR 的年度間相關係數

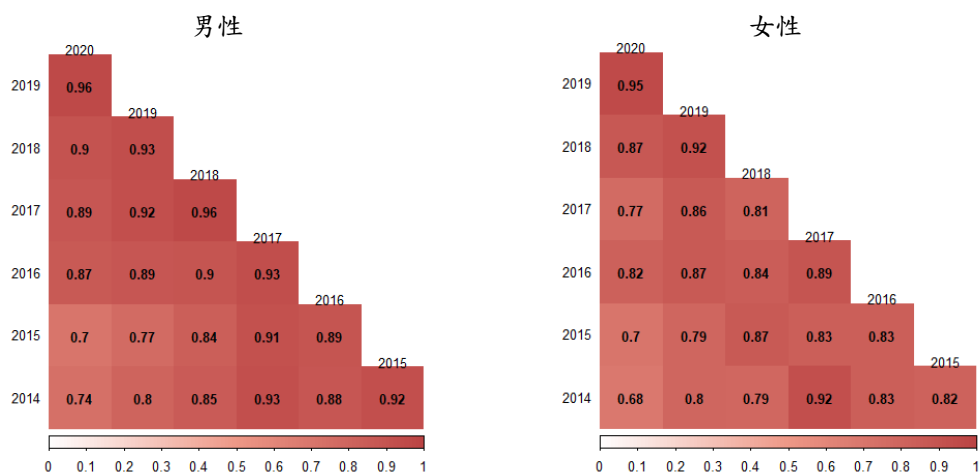


圖 13、縣市肺炎 SMR 的年度間相關係數

根據上述分析結果，主要死因的死亡率存在時間一致性，似乎不受時間推移而有區域上的改變。我們將繼續套用上一節表現較佳的兩種異質性檢測工具：Moran's I 以及 SaTScan，以 2020 年資料為例，描述臺灣死亡率的空間特性。與上述討論不同，官方統計有詳細鄉鎮市區的 SDR 標準化死亡率，而且第三節的電腦模擬也是針對死亡人數，因此此處使用每 10 萬人之標準化死亡率進行檢定，首先利用 Moran's I 進行全域檢定。根據表 2 的檢定結果，男女兩性各死因死亡率均拒絕空間同質性的假設，顯示死亡率為空間異質，可能存在群聚以及空間自相關。其中全死因的 Moran's I 數值最大，可能同時存在群聚及空間自相關，將繼續以 SaTScan 測試。

表 2、Moran's I 的 SDR 檢定結果

	男性		女性	
	Moran' I	P-value	Moran' I	P-value
全死因	0.5755	<0.001 ***	0.3974	<0.001 ***
惡性腫瘤	0.2486	<0.001 ***	0.1826	<0.001 ***
心臟疾病	0.4006	<0.001 ***	0.2151	<0.001 ***
肺炎	0.0487	<0.001 ***	0.0667	<0.001 ***

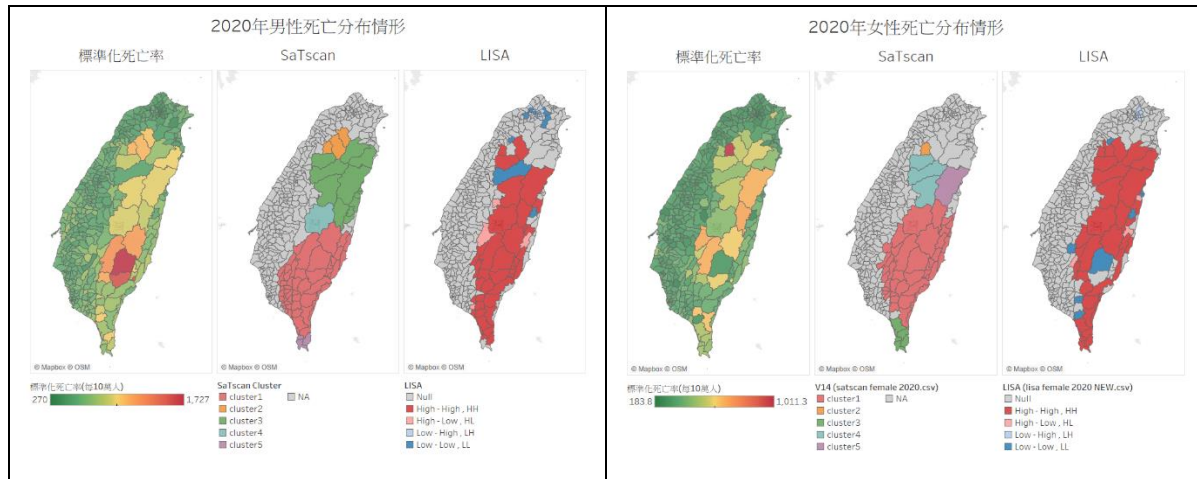


圖 14、2020 年全死因死亡分布情形

接著以區域檢定分析 SDR 的空間特性，除了第三節探討的 SaTScan，在此也考量另一常用工具 LISA 作為對照。圖 14 為 2020 年全死因死亡率的區域檢定結果，SaTScan 與 LISA 擷取的群聚 (Cluster) 總體而言差異不大，男女兩性的熱區都是落在中央山脈及以東地區，基本上與原始資料一致。細部比較其中差異，SaTScan 偵測出的群聚範圍較大，抓取的區塊比原始資料大一些，與過去研究認為其偽陽性率 (False positive rate)

較高頗為一致；LISA 偵測出的群聚和 SaTScan 類似，但被判定為熱區的區塊沒有連結在一起，而且截取區塊有偏小且細碎的傾向，不易看出群聚的效果。如果死亡風險較高地區有群聚的現象，SaTScan 的偵測結果較容易解讀，或許這是 LISA 在實務應用的使用比例不如 SaTScan 的原因。

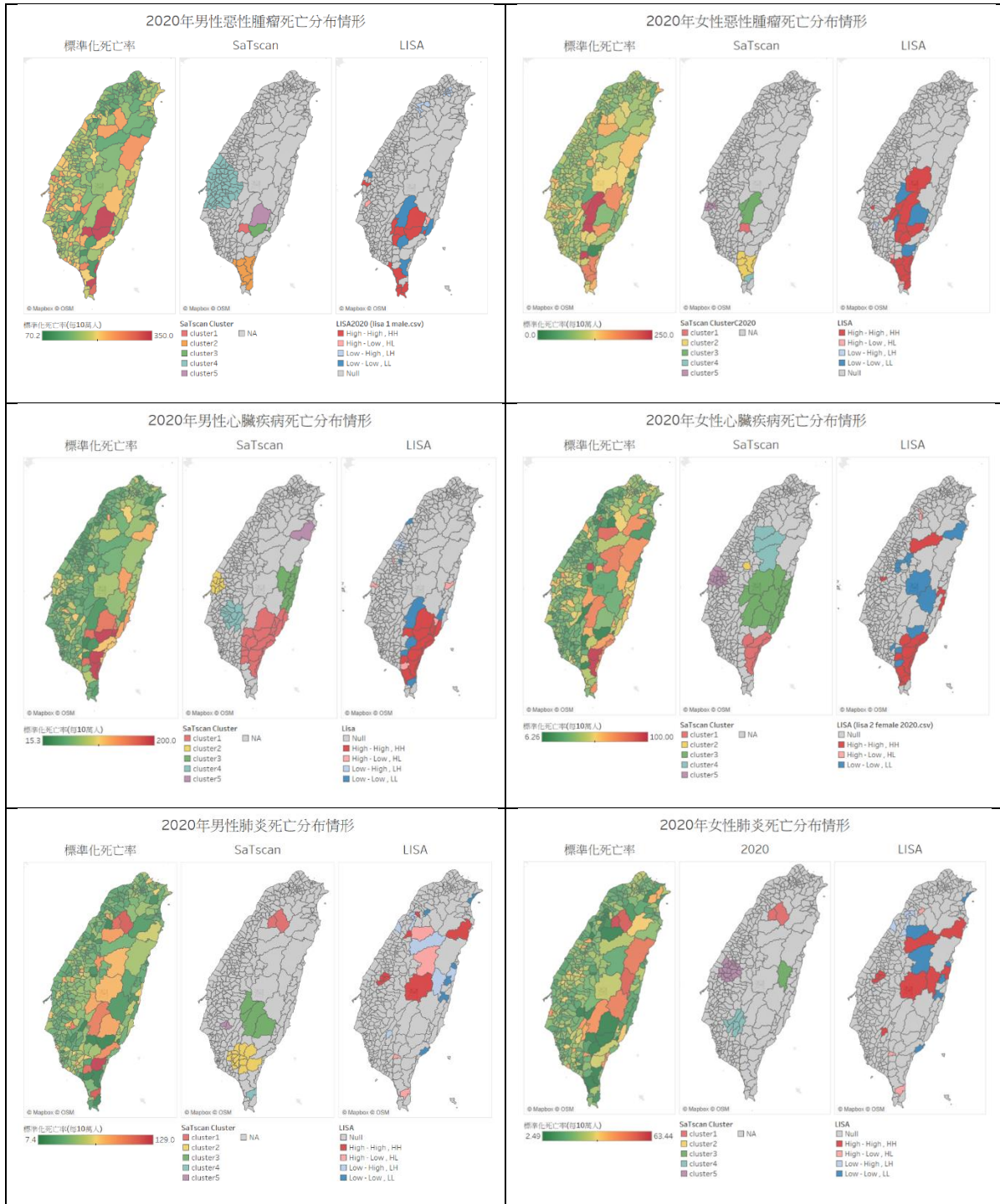


圖 15、2020 年三大死因死亡分布情形

接著檢視主要死因是否存在群聚。由惡性腫瘤的原始 SDR 數值判斷，男性高風險地區大約落在臺東高雄山區⁸、屏東沿海以及雲嘉南沿海地區，女性則是多落在高雄山區⁹以及屏東山區，但雲嘉南沿海地區沒有看似有高風險的現象。套用 SaTScan 與 LISA 偵測死亡風險較高的熱區，明顯可見兩者的群聚面積小於全死因的結果，除了男性在雲嘉南有一塊集中地區外，惡性腫瘤的死亡率似乎沒有明顯熱區，而雲嘉南的熱區推測與麥寮六輕的空汙有關，過去研究也有類似發現（蔡承廷，2011），但至今法院判決仍以無因果關係駁回。

心臟疾病 SDR 原始數據顯示男性在高雄、臺東、屏東等山區附近有較高的死亡風險，女性則較為凌亂，高風險地區涵蓋花東沿海¹⁰、高雄及南投花蓮山區，透過區域檢定比較容易看出熱區。心臟疾病 SDR 的 SaTScan 偵測範圍同樣小於全死因的結果，配合人口數的考量，猜測僅男性在高雄、臺東、屏東等山區為顯著群聚，而 LISA 的熱區一樣瑣碎不連續。肺炎死亡率則更不容易看出群聚，或許肺炎 SDR 數值相對最小，雖然看起來原始數值在某些地方高於鄰近地區，但套用區域檢定並未看到有明顯群聚，SaTScan 偵測出的區塊範圍都偏小，而且大多位於人口稀少的山區，LISA 則沒有偵測出連結成一個聚落的熱區。藉由比較不同時間的熱點分佈，發現各年度之間幾乎維持不變，也就是說儘管在此並未呈現逐年各性別死因的死亡分佈，我們仍比對逐年熱點的分佈，發現在各年度間大致不變，似乎滿足了時間一致性。值得一提的是，由於相關性會隨著年度下降，因此「時間一致性」的推論不易太長的年度，以女性肺炎而言，超過 5 年的相關係數由 0.95 降至 0.68，在推論「同地異時」時仍需謹慎。

藉由連續兩個年度的標準化死亡差值，也可描述主要死因的時間一致性。以惡性腫瘤死亡率為例，圖 16 為 2011~2020 年台灣男女性鄉鎮市區惡性腫瘤的兩個年度間 SDR 差值，其差異值形狀類似常態分配，且年度間的平均數都小於 0，代表整體惡性腫瘤死亡率（標準化之後）逐年下降，女性下降幅度略大於男性。將鄉鎮市區的兩個年度間惡性腫瘤 SDR 差值套入 Moran's I，大多數年度組合的檢定 p-value 都大於 0.05，亦即無法拒絕惡性腫瘤死亡率的變化為空間同質。（註：僅有男性 2012~2013 年及 2016~2017 年的 p-value 小於 0.05。）死因為心臟疾病、肺炎的 SDR 差值的 Moran's I 檢定結果也類似，若將三種死因的檢定加總，總共 $2 \times 3 \times 9 = 54$ （性別、死因、年度）種檢定

⁸ 由於高雄市茂林區(676.0)以及臺東縣延平鄉(470.0)、海瑞鄉(377.2)的死亡率過高，若地圖顯示完整範圍會導致其他區域難以觀察，因此地圖繪製死亡率上限設為 350(每 10 萬人)。

⁹ 高雄市茂林區標準化死亡率實際值為 378.1(每 10 萬人)。

¹⁰ 臺東縣金峰鄉(173.9)、達仁鄉(160.8)，南投縣中寮鄉(132.3)。

中，僅有 3 次 p-value 小於 0.05，大致可推論三種死因的死亡率變化符合空間同質性。

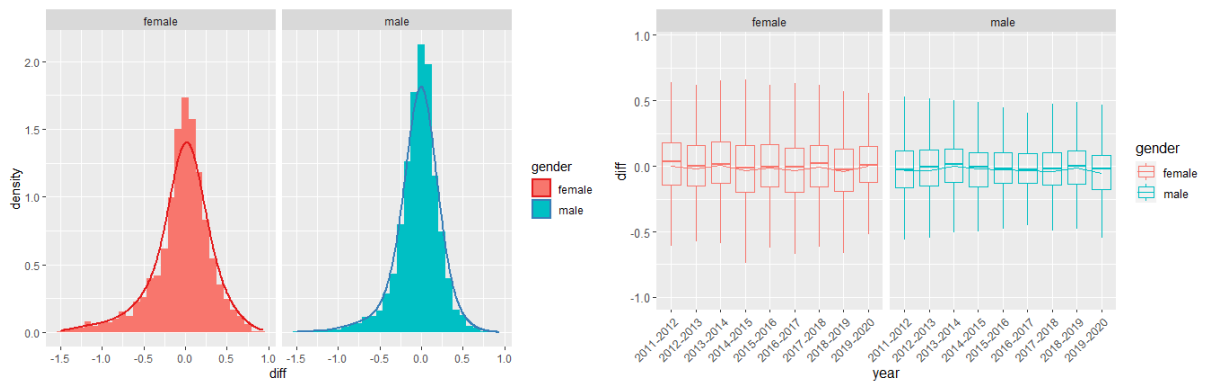


圖 16、2011~2020 年各鄉鎮市區惡性腫瘤死亡率變化

六、結論與討論

由於國人壽命持續延長，臺灣的人口老化愈發明顯，未來醫療需求將更為殷切。即便我國近年開辦多項社會保險，政府及各界也積極消弭地區不平等，各地區仍舊存在明顯差異，包括教育就業、平均壽命、醫療資源等城鄉差距。由於資源相對有限，如能瞭解各地特性及差異，再根據需求規劃因應對策，才能有效率地分配國家資源，因此本文以研究空間統計的分析方法為目的。本文選取三種不同類型的空間異質性檢測方法：Moran's I（總體檢定）、SaTScan（區域檢定）以及 Tango Score Test（焦點檢定），透過電腦模擬及實證分析比較這些方法，以檢定力（Power）作為方法優劣的判斷基準，提供讀者在分析空間資料的參考。

電腦模擬顯示三種方法在空間同質性的結果類似，在設定合適的空間權重矩陣之下，檢定力均符合理論需求。空間異質性則分成資料存在空間群聚、空間自相關、或是兩者皆有的情境，檢視三種方法的檢測效果，結果顯示無論是否存在群聚，Moran's I 在有空間自相關時最為敏感，而若空間中僅有群聚時，則以 SaTScan 效果最佳，實務應用時可結合這兩種方法，判斷資料是否具有群聚、空間自相關。值得一提的是，Huang et al. (2008) 曾研究總體檢定、區域檢定在空間群聚下的檢定力，發現 SaTScan 的檢定力在小樣本下優於 Moran's I，本文的研究也有類似結果，或許在實務應用遭遇樣本數較少時，可將 SaTScan 視為 Moran's I 的另一種選擇。相對而言，Tango score test 的檢定力較差，且實務使用上需有一定的先備知識，這可能是近年對於焦點檢定的討論愈來愈少的原因。

藉由衛福部所公布的標準化死亡率資料，分析臺灣全死因、主要死因死亡率的時空趨勢，其中各地死亡率沒有隨時間而產生明顯變化，死亡率空間分布具有時間一致性。但死亡率卻存有明顯的空間差異，高風險似乎維持在某些地區，根據 SaTScan 的分析結果，除了肺炎之外，臺灣兩性的全死因、癌症、心臟疾病死亡率可能存在群聚熱區。死亡熱區顯示該地區附近可能致病因子，包括 PM2.5 之類的細懸浮微粒、揮發性化學物質等（詹長權，2016），例如：國內不少研究認為男性癌症死亡率較高地區可能與麥寮六輕有關，但環境影響的認定與解決不應只由專家與科學證據決定，必須仰賴所有國民（廖哲強等人，2019），建議政府及各界投入更多時間與資源探究死亡熱區的成因。另外，以 2020 年資料為例檢視空間特性，Moran's I 確認全死因、主要死因死亡率都為空間異質，其中全死因的異質性尤其明顯。套用區域檢定探索是否存在群聚，卻得到不同的偵測結果，雖然死亡率熱區大多在東南部山區，SaTScan 的群聚接近圓形，LISA 的熱區則較為瑣碎、不連續。此結果與 Laohasiriwong et al. (2018) 的發現相似，該研究指出 scan statistics 偵測的熱區寬於 LISA；Hanson and Wieczorek (2002) 也建議優先選擇 scan statistics，因為其檢定力優於 LISA。綜合上述因素，本文不推薦將 LISA 用於臺灣的死亡率研究。

本文以電腦模擬比較三種空間異質性檢測方法，雖然理論上可區隔哪種方法較合適，但在套用至實際資料時，發現仍有許多不足之處，包括過去研究提到的群聚、空間自相關兩者間交互作用，實證分析時未必能夠清楚區隔（Wang and Yue, 2013）。即便 SaTScan 在偵測群聚的效果較佳，但這個方法在實際運用時經常得出不止一個熱區（偽陽性），形狀也偏向於圓形，建議可與其他區域檢定結合（如 Local Moran's I），或是考量其他鄰區定義（如 k 個最近鄰區，亦即 K-Nearest Neighbors，縮寫為 KNN）。本文以探討型一誤差與檢定力判斷依據，但並未探討 Moran's I 數值代表的意義，可能其大小也具有判斷空間異質性之意義，特別在於區隔群聚、空間自相關的交互作用。另外，由於本文模擬研究假設資料服從 Poisson 分配，如果實證資料與這個分配差異很大時，套用本文結果需格外謹慎。

最後，地區人口數太少會使得死亡率產生異常波動，本文模擬研究是以一萬人為單位，臺灣有將近 20% 的鄉鎮市區人數少於五千人，或許因為研究區域的人數差異非常大，影響了實證分析的群聚偵測結果。如果讀者想複製本文的研究模式，建議可直接用於各年度的縣市層級資料；若是鄉鎮市區層級的資料，由於臺灣全死因及三個主要死因死亡率偏向於時間一致性，可考慮累積 3~5 年的資料進行分析，內政部的原住

民生命表也是以三年資料為基礎。另外，研究區域也可選擇縣市、鄉鎮市區以外的層級（余清祥等人，2022a），由於我國區域立法委員為單一選區制，全國共有 73 席立法委員（不包括三席山地原住民、三席平地原住民），除了連江縣選舉人數在一萬人左右，其他選區的選舉人數至少都有八萬餘人（澎湖縣），大多數選區大致都有二十萬人。以我國立委選區來設定研究區域，再配合標準化死亡率進行加權平均，應該可降低人口數少帶來的波動，讓研究結果更有參考價值。

參考文獻

一、中文部分

余清祥、梁穎誼、林佩柔 (2022a) 「健康、醫療利用與人口移動的關聯」, 《地理學報》, 102 期, 頁 55-80。

“Relationship between Health, Medical Utilization and Domestic Movement.” *Journal of Geographical Science* 102: 55–80, DOI: 10.6161/jgs.202208_(102).0004

余清祥、梁穎誼、郭柔芸 (2022b), 「地理加權迴歸在視覺化分析之探討」, 《中國統計學報》, 60 期, 頁 208-232。

“Using Geographically Weighted Regression for Spatial Data Visualization.” *Journal of the Chinese Statistical Association* 60: 208–232

李宗儒、陳昭榮、李妙純 (2021), 「台灣大腸癌死亡率之空間分析」, 《台灣公共衛生雜誌》, 40 卷 2 期, 頁 225-240。

“Spatial Analysis of Colorectal Cancer Mortality in Taiwan.” *Taiwan Journal of Public Health* 40(2): 225–240, DOI: 10.6288/TJPH.202104_40(2).109105

林志銘、林文苑 (2012), 「臺灣酒精性疾病死亡率之空間聚集分析」, 《臺灣公共衛生雜誌》, 31 卷 2 期, 頁 195-204。

“Spatial Clustering of Alcohol-attributed Disease Mortality in Taiwan.” *Taiwan Journal of Public Health* 31(2): 195–204, DOI: 10.6288/TJPH2012-31-02-11

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

“Spatial Analysis of Female Cancers in Taiwan.” *Journal of Taiwan Geographic Information Science* 4: 39–55. DOI: 10.29790/JTGIS.200604.0004

范慶龍、賴進貴 (2006), 「環境污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: 中華民國地圖學會會刊》, 16 期, 頁 205-220。

“Spatial Relations between Environmental Pollution and Malignant Tumors - A Case Study of Liver Cancer and Lung Cancer on Cancer Map.” *Journal of Cartography* 16: 205–220. DOI: 10.30006/JC.200606.0014

梁文敏、林孟宏、吳泰進、許哲瑋、鄭晏宗、郭憲文 (2007), 「地理統計指標在疾病分布之應用: 以臺灣地區民國 88 至 90 年呼吸道疾病為例」, 《中臺灣醫學科學雜誌》, 12 卷 2 期, 頁 92-99。

“Application of Geostatistics to Investigate Spatial Distribution of Respiratory Disease in Tawian, 1999~2001.” *Mid-Taiwan Journal of Medicine* 12(2):92–99, DOI: 10.6558/MTJM.2007.12(2).4

溫在弘 (2022), 「傳染病地理學的空間分析方法-回顧與進展」, 《地理學報》, 101 期, 頁 109-124。

“Spatial Analysis Methods for the Geography of Infectious Diseases: Review and Prospect.” *Journal of Geographical Science* 101: 109–124, DOI: 10.6161/jgs.202204_(101).0006

蔡承庭 (2011), 「焦點檢定方法比較」, 政治大學統計學系碩士論文。

“A Simulation Study for Evaluating Focused Tests of Cluster Detection.” MA thesis. Department of Statistics, National Chengchi University.

詹長權 (2016), 「台灣 PM_{2.5} 的心血管健康及疾病負擔」, 《台灣醫學》, 20 卷 4 期, 頁 364-366。

“Cardiovascular Health and Disease Burden of PM 2.5 in Taiwan.” *Formosan Journal of Medicine* 20(4): 364–366.

廖哲強、陳永森、張長義 (2019), 「自然的社會建構—麥寮六輕環境議題研究」, 《環境與世界》, 33 期, 頁 87-111。

“Social Construction of Nature - A Study on the Environmental Issues of The Sixth Naphtha Cracker in Yunlin.” *Environment and Worlds* 33: 87–111, DOI: 10.6304/EAW.201912_(33).0004

鄧詠竹、郭巧玲、陳建州、葉耀鮮、高瑞鴻、林柏丞、范毅軍、詹大千 (2016), 「利用政府開放性資料建構台灣線上互動式疾病死因地圖」, 《台灣公共衛生雜誌》, 35 卷 5 期, 頁 553-566。

“Spatial Clustering of Alcohol-attributed Disease Mortality in Taiwan.” *Taiwan Journal of Public Health* 35(5): 553–566, DOI: 10.6288/TJPH201635105012

二、英文部分

Anselin, L. (1995) “Local Indicators of Spatial Association–LISA,” *Geographical Analysis*, 27(2): 93–115. DOI: 10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x

Bivand, R., Müller, W. G., and Reder, M. (2009) “Power Calculations for Global and Local Moran’s I,” *Computational Statistics & Data Analysis*, 53(8): 2859–2872.

<https://doi.org/10.1016/J.CSDA.2008.07.021>

- Brito, J. A. (2015) Defining Country Size: A Descriptive Analysis of Small and Large States. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/66149/>
- Cliff, A. D. and J. K. Ord. (1969) The Problem of Spatial Autocorrelation, in *London Papers in Regional Science*, 25–55, edited by A. Scott. London: Pion.
- Fotheringham, A.S. (2009) “‘The Problem of Spatial Autocorrelation’ and Local Spatial Statistics,” *Geographical analysis*, 41(4): 398–403. DOI: 10.1111/j.1538-4632.2009.00767.x
- Geary, R.C. (1954) “The Contiguity Ratio and Statistical Mapping,” *The Incorporated Statistician*, 5(3): 115–127 & 129–146. DOI: 10.2307/2986645
- Gomes, I.A. and Nunes, C. (2020) “Analysis of the Breast Cancer Mortality Rate in Portugal over a Decade: Spatiotemporal Clustering Analysis,” *Acta Médica Portuguesa*, 33(5): 305–310. DOI: 10.20344/amp.11749
- Hanson, C. E., & Wiecek, W. F. (2002). “Alcohol mortality: a comparison of spatial clustering methods,” *Social Science & Medicine*, 55(5), 791-802. DOI: 10.1016/s0277-9536(01)00203-9
- Huang, G., Chen, L.J., Hwang, W.H., Tzeng, S., and Huang, H.C. (2018) “Realtime PM2. 5 Mapping and Anomaly Detection from AirBoxes in Taiwan,” *Environmetrics*, 29: e2537. DOI: 10.1002/env.2537
- Jackson, M. C., Huang, L., Luo, J., Hachey, M., & Feuer, E. (2009). “Comparison of tests for spatial heterogeneity on data with global clustering patterns and outliers,” *International journal of health geographics*, 8(1), 1-14. DOI: 10.1186/1476-072X-8-55
- Kulldorff, M. and Nagarwalla, N. (1995) “Spatial Disease Clusters: Detection and Inference,” *Statistics in Medicine*, 14(8): 799–810. DOI: 10.1002/sim.4780140809
- Laohasiriwong, W., Puttanapong, N., and Luenam, A. (2017). “A comparison of spatial heterogeneity with local cluster detection methods for chronic respiratory diseases in Thailand,” *F1000Research*, 6. DOI: 10.12688/f1000research.12128.2
- Moran, P. (1950) “A Test for the Serial Independence of Residuals,” *Biometrika*, 37(1/2): 178–181. DOI: 10.1093/biomet/37.1-2.178
- Takahashi, K. and Tango, T. (2008) “A Comparison of SaTScan and FleXScan for Outbreak Detection and Monitoring,” *Advances in Disease Surveillance*, 5: 67–72.
- Tango, T. (1995) “A Class of Tests for Detecting ‘General’ and ‘Focused’ Clustering of Rare Diseases,” *Statistics in Medicine*, 14(21-22): 2323–2334. DOI: 10.1002/sim.4780142105

- Tango, T. (2002) “Score Tests for Detecting Excess Risks around Putative Sources,” *Statistics in Medicine*, 21(4): 497–514. DOI: 10.1002/sim.1003
- Tango, T. and Takahashi, K. (2005) “A Flexibly Shaped Spatial Scan Statistic for Detecting Clusters,” *International Journal of Health Geographics*, 4: 11. DOI: 10.1186/1476-072X-4-11
- Tango, T. (2008) “A Spatial Scan Statistic with a Restricted Likelihood Ratio,” *Japan Journal of Biometrics*, 29(2):75–95.
- Tobler, W.R. (1970) “A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region,” *Economic Geography*, 46(1): 234–240. DOI: 10.2307/143141
- Wang, T.C. and Yue, C.J. (2013) “Spatial Clusters in a Global-Dependence Model,” *Spatial and Spatio-temporal Epidemiology*, 5: 39–50. DOI: 10.1016/j.sste.2013.03.003
- Waller, L.A. (2015) “Discussion: Statistical Cluster Detection, Epidemiologic Interpretation, and Public Health Policy,” *Statistics and Public Policy*, 2(1): 1–8. DOI: 10.1080/2330443X.2015.1026621