

水里溪上游集水區檳榔園熱點空間分析之研究

葉春國^[1] 莊永忠^[2] 廖學誠^{[1]*}

摘要 本研究調查水里溪上游集水區中檳榔園熱點的空間分佈,藉由 Moran's I 及 G statistics 空間自相關方法,識別出在不同網格大小下檳榔園的空間聚集情況。結果顯示,空間自相關分析方法確實能識別出研究區內的檳榔園熱點,且空間相依性的強度及顯著性可以容易地被比較及驗證。在全域空間自相關分析部分, Moran's I 與 G statistics 係數二者在不同網格尺寸下皆呈現正值,且達統計顯著性 ($p < 0.05$),表示檳榔園區塊具有空間正相關。此外,隨著網格尺寸愈大, Moran's I 係數值呈現遞減,而 G statistics 係數值則呈現出遞增。

關鍵詞: 空間自相關、熱點、檳榔園、集水區經營。

The Spatial Analysis of Betel Nut Plantation Hot Spots in the Upper Shui-Li Creek Watershed

Chun-Kuo Yeh^[1] Yung-Chung Chuang^[2] Shyue-Cherng Liaw^{[1]*}

ABSTRACT This study investigated the spatial distribution of BNP hot spots in the upper Shui-Li Creek watershed. Two spatial autocorrelation methods, Moran's I and G statistics, were selected for analyzing the spatial cluster of BNPs with different grid sizes. The results show that spatial autocorrelation analysis can indeed discover BNP hot spots in this watershed. The strength and significance of spatial dependence can be easily compared and monitored. For the global spatial autocorrelation analysis, both Moran's I and G statistics values are positive with whole different grid sizes and statistically significant ($p < 0.05$). This means that the BNPs in study areas obviously have the characteristics of positive spatial autocorrelation. Furthermore, with the increase of the grid size, the value of Moran's I decreases, but the value of G statistics increases.

Key Words: Spatial autocorrelation, hot spots, betel nut plantations, watershed management.

一、前言

集水區生態系統中的各主要系統彼此間存有相互關係及互動,一個系統的些微改變(如氣候)可能會對其他系統的結構及功能造成重大影響(如土壤、水文過程、人類社會、動物及植物群落等),同樣地,人類活動的改變,特別是不同的土地利用方式,也會對自然

過程造成劇烈的衝擊(Heathcote, 2009)。過去有許多研究探討土地利用改變對逕流量、地下水補助量、土壤沖蝕和傳統農業生態系統等之影響,如 Mungai et al. (2004) 於肯亞和斯里蘭卡、Semwal et al. (2004) 於印度、Sullivan et al. (2004) 於英格蘭以及 Vanacker et al. (2003) 於厄瓜多等,均明確顯示出不同的土地利用方式會影響到當地的生態環境。在台灣,二次大戰後隨

[1] 國立臺灣師範大學地理學系

Department of Geography, National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

[2] 逢甲大學都市計畫與空間資訊學系

Department of Urban Planning and Spatial Information, Feng Chia University, Taichung, Taiwan, R.O.C.

* Corresponding Author. E-mail: liaw@ntnu.edu.tw

著經濟的快速發展,大量勞力投入各行各業,檳榔(又名菁仔)成為許多勞動階層提神醒腦的嚼物,菁仔帶來的龐大收益吸引許多農民紛紛轉作,檳榔的栽植面積自1980年後迅速增加,1996年達到最高峰,全國栽植面積廣達56,581 ha,尤其是南投縣的檳榔種植面積更居全台之冠,檳榔園景觀隨處可見,主要產區在國姓鄉、中寮鄉、集集鎮、魚池鄉與草屯鎮等地區;其後雖然檳榔產業的發展漸漸趨緩,種植面積也逐漸減少,但在2009年時,全國栽植面積仍有49,094 ha,檳榔仍舊是台灣山坡地重要的經濟作物之一(涂函君、蘇淑娟, 2010)。

由於檳榔的快速廣植,引發許多學者關心檳榔園墾植後對環境造成的影響,特別是檳榔園對水土資源的衝擊更是受到關注,其中南投縣水里溪集水區更成為此方面研究的熱點區域。盧光輝(1997)曾應用AGNPS模式推估水里溪集水區的逕流量與土壤流失量,結果顯示坡地種植檳榔後將造成水土流失,尤其是地表逕流問題比土壤沖蝕問題來得嚴重,如能縮減檳榔種植面積,應可明顯降低坡地地表逕流發生,減緩土石災害。周天穎、葉美伶(1997)則以修正土壤沖蝕模式(RUSLE)推估水里溪集水區之土壤沖蝕量,結果發現沖蝕量最高之子集水區其沖蝕量高達10.83 ton/ha/y,主要原因是該區檳榔種植面積比例占85%以上所致。陸象豫等(1999; 2002; 2005)曾探討林地變更為檳榔園後對水文特性及微氣候之影響,結果顯示地表平均溫度及林內最高溫度檳榔園均高出闊葉林甚多,分別達2.3 °C及1.8 °C,且檳榔園之有機質會因溫度增高而加速分解,導致地表逕流水中 Ca^{2+} 、 Mg^{2+} 、 Na^+ 、 SO_4^{2-} 、 HCO_3^- 等土壤營養鹽含量均較高。林壯沛(2002)曾以水里溪上游的蛟龍溪、火培坑溪及合坑溪為研究對象,分析不同檳榔園面積比例的集水區其流量特性變化,結果證實集水區內檳榔園面積比例較多者,其溪流量變動較大,尤其是在雨季及暴雨時其逕流量增加最為明顯。另外,葉春國等(2008)於水里溪上游的研究中亦顯示,溪流水中硝酸鹽濃度與農業土地利用面積比例呈正相關,尤其是在濱水緩衝帶50 m內,隨著檳榔園面積比例增加,溪流水中硝酸鹽濃度也明顯地隨之升高。上述眾多研究均清楚地顯示出,檳榔園確實會對當地水土資源造成影響。

水里溪集水區位於南投縣水里鄉及魚池鄉交界處,集水區內有明湖及明潭兩座水庫,為臺灣中部重要的水力發電廠及水源供應區,為確保水庫集水區的永續經營,有關水質、水量及土砂生產的監測與分析

就格外重要。早期水里溪上游集水區內的土地大多為森林所覆蓋,只有部份土地被開墾為農用地,以種植茶葉、香蕉、香菇及果樹為主,晚近集水區內大量種植檳榔,檳榔已成為農作的主體(賴玉芳, 2004)。大量檳榔園聚集情況下已對集水區水土資源造成衝擊,然而要進行集水區檳榔園全面的經營治理需要耗費大量時間、人力與金錢,如果能尋求一種簡便的方法,先識別出集水區中檳榔園集中的熱點區域(hot spot),將其設定為需要優先治理區域,即使在經費充裕情形下,如可偵測出檳榔園聚集的地區,進行重點區域整治,將有助於決策者作為判斷參考,並有利於落實集水區的經營管理策略與土地規劃,如規劃水土保持工程之施作地點及方式,或在土地利用規劃過程中實行最適宜土地利用類型的總量或空間配置,而空間自相關(spatial autocorrelation)分析正可提供研究者一個有用的工具,它能探測地表現象是否在空間中呈現集中情形,協助找尋出現象的熱點區域。由於空間自相關的量測方法有多種,本研究利用最常被使用的Moran's I與G statistics二種方法來衡量檳榔園的空間自相關特性,而尺度大小對於空間自相關係數具有影響性,故製作不同網格大小之圖層,比較空間自相關分析在尺度上之變化。有鑑於此,本研究即以水里溪上游集水區作為研究對象,利用空間自相關分析,進行檳榔園空間熱點的偵測,主要目的有二:(1)比較空間自相關係數Moran's I與G statistic二種不同探測方法識別空間熱點的效果;(2)比較不同網格大小對空間自相關分析之影響。

二、文獻回顧

1. 空間自相關的定義與類型

空間自相關是指某變數或性質在空間分佈中隨著距離遠近而呈現較相似或相異的情況,主要與地理鄰近性有關(Overmars et al., 2003)。如果我們想要判定某個位置可能量測到某變數的屬性值時,空間自相關分析是非常適切的(鄔建國, 2003; O'Sullivan and Unwin, 2003)。空間自相關可以區分成二種類型,包括全域空間自相關(global spatial autocorrelation)與區域空間自相關(local spatial autocorrelation)(Ping et al., 2004)。全域空間自相關可以衡量一個區域內空間自相關的程度,不過僅能得知整體型態是否呈現自相關,而無法得知區域內何處存在不尋常、獨特的互動關

係。研究者若要解決全域自相關的統計限制，找出研究區內屬性值相似資料的空間聚集，則可利用區域空間關聯指標 (local indicators of spatial association, LISA)(Anselin, 1995)。LISA 概念即是指區域空間自相關，它可以提供空間分析單元層級的估計值，進行區域空間內依賴關係的評估 (Kalkhan, 2011)。由於空間自相關分析日益普遍，現今已發展出許多不同的量測方法，可以得知資料中是否存有自相關特性。在全域空間自相關方面，有 Moran's I、Geary's C 及 G statistics 等，另外，在區域空間自相關方面，則有 Local Moran's I、Getis-Ord G_i^* 和 G_i^* 等方法 (Cliff and Ord, 1973; Getis and Ord, 1992; O'Sullivan and Unwin, 2003; 鄔建國, 2003)。空間自相關 Moran's I 係數最常被使用，其值一般介於-1 和 1 之間，正值代表具有正向自相關，負值代表具有負向自相關，等於零表示不相關 (Legendre and Fortin, 1989)。由於計算 Moran's I 係數是採用網格資料，分析時常會有偏誤，尤其是負相關時，其值有時會低於-1(Shorridge, 2007)；即使是正相關時，其值有時也會高於 1(Overmars et al., 2003)，所以在應用時要特別留意。為了讓不同區域具有共同的比較標準，可將 Moran's I 標準化，將其轉換成 $Z(I)$ ，利用 $Z(I)$ 大小來進行顯著性檢定。在 0.05 的顯著水準下， $Z(I)$ 大於 1.96 時表示區域內空間分佈具有顯著的關連性，即空間單元與空間單元間存在著正空間自相關；若 $Z(I)$ 介於 1.96 至-1.96 間，空間單元的相關程度並不明顯；若 $Z(I)$ 小於-1.96 則表示區域內空間單元的數值分佈呈現負相關 (朱健銘, 2000; 黃國慶、詹士樑, 2009)。此外，採用 G statistics 計算出的 $G(d)$ 值，可以依據高值或低值的聚集傾向而加以區分，如果高值聚集為主要趨勢，則 $G(d)$ 值呈現正值，反之，如果低值聚集為主導趨勢，則 $G(d)$ 值呈現負值 (Getis and Ord, 1992)。另外，在區域空間自相關方面，除了 Local Moran's I 外，Getis-Ord G_i^* 和 G_i^* 係數也常被使用以偵測空間熱點。Getis-Ord G_i^* 和 G_i^* 的差別在於二者對空間權重矩陣 W_{ij} 的定義不同， G_i^* 係數定義 W_{ij} 為在 d 距離內所有與 i 點相鄰者其 W_{ij} 值定為 1，而其餘的任何相鄰包含 i 點與其本身的相鄰其 W_{ij} 值皆定為 0，亦即 $j \neq i$ ；相反地， G_i^* 係數則對 W_{ij} 的定義為 $j=i$ ，表示計算變量 x 值的集中程度時，將包含 i 點所在的 x 值 (Getis and Ord, 1992)。在實際應用上，將觀察值本身所在點排除時會導致一些偏誤 (O'Sullivan and Unwin, 2003)，因此，若想強調空間聚集的核心點，且具有集中性意涵時，多半採用 G_i^* 係數 (朱健銘, 2000)。

2. 空間自相關的應用

在國內方面，朱健銘 (2000) 及蔡博文等 (2001a) 利用空間自相關係數 G statistic 及 Moran's I，探討不同年代雲林沿海養殖的土地利用變遷，顯示空間分析與地理資訊系統的結合使用有助於土地利用之研究。蔡博文等 (2001b) 進一步應用空間自相關分析，探討蘭陽平原養殖土地利用的熱點變遷，發現養殖區沿著海岸線擴張，與淹水區及海岸線的鄰近度密切相關。除了沿海養殖區的熱點探測外，空間自相關分析也被應用於都市地理及城鄉發展研究中。賴進貴等 (2004) 曾應用空間自相關係數 Moran's I 與 Getis-Ord G_i^* 探討過去 100 年來，臺北盆地聚落變遷中土地利用的空間相依性，結果顯示聚落發展具有高度的空間自相關，隨著時間的演變，Moran's I 係數也越來越高，臺北盆地聚落發展趨於均勻化。同樣地，黃國慶、詹士樑 (2009) 也應用 Moran's I 與 Getis-Ord G_i^* 探討臺北都會區土地使用/覆蓋變遷驅動力之空間近鄰效果，發現臺北都會區土地覆蓋變遷具有顯著的聚集特質，且以西北地區為主，住宅使用的變遷在空間上分佈相當集中且顯著，而工業與商業則呈現異質聚集或隨機的狀態。由於空間自相關分析技術日益成熟，使用的軟體設備也更加普及，因此，空間自相關分析已廣泛地被應用於都市犯罪、流行病學、選舉政治及工業污染等研究。李瑞陽、陳勝義 (2010) 曾利用空間自相關係數 Getis-Ord G_i^* 探究 2004-2005 年臺中市搶奪犯罪發生熱點的變遷，發現搶奪犯罪在空間上有聚集之現象，搶奪犯罪熱點有往西移動之趨勢，此與臺中市都市計畫往西發展密切相關。薛益忠、郭士鳳 (2010) 運用 Moran's I 分析不同年代臺灣腸病毒病例熱點在空間上擴散之情形，發現歷年熱點區有往北移動的現象，且重症病例的熱點區擴散較一般病例更北移，其北移位置已到達彰化、臺中一帶。Lin and Wen (2011) 也針對臺灣南部登革熱空間分佈進行分析，應用地理權回歸模式，探討登革熱-病蚊、登革熱-人口密度在空間的變異關係。此外，賴進貴等 (2007) 也曾應用空間自相關分析探討總統選舉的投票行為，顯示臺灣南部多為偏綠，中部地區較為混雜，而竹苗地區明顯偏藍，若進一步從區域角度細看，臺北都會區綠-藍呈現西北-東南對峙情形。洪鴻智、黃于芳 (2010) 透過問卷調查並應用空間自相關分析，探討彰化農村居民對工業污染風險知覺，研究發現受訪者對於工業污染風險知覺並非獨立或隨機，而是具有高度的空間自相關

性，其生活的污染空間環境與受訪者之暴露條件有密切關係。雖然空間自相關分析已廣受各界採用，但針對臺灣山坡地的土地利用探討，尤其是著重於檳榔園的空間分析，至今仍付之闕如，因此，本文將以此作為研究重點。

在國外方面，許多文獻常藉由空間自相關分析來探討特定物種的空間分佈與差異。在植物相方面，Salvador (2000) 曾應用空間自相關分析，探討西班牙地中海植群的空間分佈特性，並針對當地重要植物進行個別探討，包括冬青櫟 (*Quercus ilex* L.)、哈列布松 (*Pinus halepensis* Mill.)、西班牙櫟 (*Quercus cerrioides* Wk.)、洋楊梅 (*Arbutus unedo* L.) 及笠松 (*Pinus Pinea* L.) 等。Asselin et al. (2001) 則分析火災跡地針葉樹的植群演替，發現苗木數與鄰近母樹距離成對數反比，若再細究個別樹種，則香脂冷杉 (*Abies balsamea*) 具有明顯的空間自相關性，但白雲杉 (*Picea glauca*) 則無空間自相關性。Ping et al. (2004) 則應用全域 (Moran's I 與 Geary's C) 及區域 (Gi 與 Gi* statistics) 空間自相關方法，比較棉花產量在空間的相依性，發現棉花產量深受氣候條件所影響，且乾旱年時其空間自相關比濕潤年較高。Wulder et al. (2007) 曾應用空間自相關分析，探討森林生長模式的模擬結果，並據此改進生長模式。Akita et al. (2008) 分析栗子 (*Quercus serrata*) 產量的空間分佈差異，經由 Moran's I 係數得知，高產量的栗子園其空間正相關範圍較大 (130 m)，而低產量區則較低 (50 m)，主要是受到傳粉距離所影響。另外，在動物相方面，Frutos et al. (2007) 應用 Moran's I 分析西班牙小紅隼 (*Falco naumanni*) 的空間分佈特性，發現在 4 km 以內其棲息地的空間自相關最高，但隨著距離的增加其 Moran's I 係數漸減，空間自相關則越不明顯。Mörtberg and Karlström (2005) 亦應用 Moran's I 搭配模式分析，預測森林松雞的空間分佈特性，發現地表的土地利用型態及其周圍會顯著影響到松雞的分佈。

此外，由於空間自相關分析與空間的分佈或變遷有關，因此，亦有許多研究經由空間自相關分析來探討地景結構或地景單元的變化。Pearson (2002) 整合航空攝影及 GIS，並搭配空間自相關方法，進行草原的地景分類，效果比傳統的分類方式為佳。Southworth et al. (2004) 應用多期衛星影像資料，並經由 FRAGSTATS 軟體計算 9 種不同地景指標，並採用區域空間自相關 Moran's I 係數，分析土地利用變遷及地景的破碎度。Uuemaa et al. (2008) 應用空間相關圖 (spatial correlo-

gram)，以係數 Moran's I 等於 $0.5(h_{I=0.5})$ 作為判斷標準，並搭配 FRAGSTATS 軟體所計算出的許多地景指標，共同探討地景的異質性。Mander et al. (2010) 則以空間自相關分析探討土壤及地景的空間分佈特性，採用 Uuemaa et al. (2008) 方法，以係數 Moran's I ($h_{I=0.5}$) 作為地景型態是否凝聚或破碎 (同質或異質) 之比較基準，提供土地管理要集約或粗放經營之參考。Fernandes et al. (2011) 曾採用全域及區域空間自相關分析，搭配眾多不同的地景指標，探討溪流濱水帶的植群結構，並指出鄰近的土地利用方式如農業開墾、混農林業等，將會顯著影響到周遭的植群型態。由上述研究中得知，經由地景分析軟體的處理，再應用空間自相關分析，可以有效地瞭解土地利用或地景型態的變遷情況。

空間自相關分析也常被應用於水資源之研究，尤其是有關土地利用與水質關係之探討。Brody et al. (2005) 應用空間自相關分析，並搭配問卷調查方式，探討民眾對附近流水質的環境識覺，發現環境識覺與地景及地理網絡具有高度空間相關性，並能呈現出熱點所在位置。Tu and Xia (2008) 比較美國麻州 9 種土地利用與 14 種水質指標在空間分佈上之相關性，結果發現兩者在空間分佈上並無一致性，不過部份水質指標如比電導度、 Ca^{2+} 、 Na^{+} 及 Cl^{-} 則具有高度的空間自相關。另外，Chang (2008) 研究韓國漢江水質變化時指出，溶氧量、生化需氧量、化學需氧量、總氮及總磷具有高度的空間正相關，其 Moran's I 係數均大於 0.5 以上，至於 pH 值及懸浮質則呈現空間異質性，主要是受到地質的影響所致。

除此之外，熱點所在位置的偵測與預估，也常採用空間自相關方法來進行分析。Siljander (2009) 應用空間自相關 Moran's I 係數研究非洲莽原的火災熱點，指出火災熱點在 1 km 內最具有高度的空間相關性，在此範圍內應先作好預防措施，此外若不考慮空間自相關特性，則火災預估模式的準確性將大為降低，由 0.86~0.94 降為 0.54~0.75。Li et al. (2009) 也是採用 Moran's I 係數來探討都市擴張的熱島現象，發現在小尺度時都市熱島具有高度正相關，但在中尺度時則呈現負相關。另外，有關土壤污染的熱點分析也常採用空間自相關方法，例如 Zhang et al. (2008) 即應用 Local Moran's I 分析都市土壤中鉛含量的空間分佈狀況，並將其歸類為空間聚集或空間離群特性。同樣地，Huo et al. (2011) 亦藉由 Local Moran's I 分析北京市農業土壤四種重金屬空間聚集的情況。

三、研究方法

1. 研究區域

研究區位於南投縣魚池鄉西北部，區域範圍為水里溪上游的五城溪集水區及其所包含的四條支流，分別為蛟龍溪、火焙坑溪、旱溪及水社水尾溪等四個子集水區，四條支流匯聚成五城溪後，往西注入水里溪，再流向下游的明湖、明潭水庫。研究區總面積為 2,036 ha，位置及面積與魚池鄉內之五城村相當，海拔高度介於 475-1,020 m。土地利用類型以森林為主，占整個集水區面積 79.1%，其次為檳榔園，占 12.0%，檳榔園為研究區內最主要之農作景觀，其餘尚有茶園、菜園及菇寮等零星分布，建地則主要分佈於溪谷兩側之平坦地。

2. 土地利用分析

本研究以林務局農林航空測量所出版比例尺 1/5,000 第五版像片基本圖 (1999) 進行數化而獲得集水區邊界範圍，並以 2003 年 6 月比例尺 1/5,000 群立彩色正射影像圖的判釋及數化而得出集水區土地利用圖。數化以 ArcGIS 9 地理資訊系統軟體進行，輔以多次田野調查加以核對，得出 8 種土地利用類型，分別為建地、森林、草地、檳榔園、茶園、農用地 (除檳榔園及茶園以外的農業用地)、裸露地及水體。

3. 空間自相關分析

由於檳榔園區塊散布於集水區中，為偵測其在空間中聚集的熱點區域，本研究設計以正方形網格空間單元作為研究中的基本空間單元，將網格圖層套疊至土地利用圖層上，計算每一網格內所占之檳榔園面積，故每一網格皆有一個檳榔園面積屬性值，然後將此屬性值進行全域及區域空間自相關統計分析。本研究利用 ArcMap 9.3 軟體中 ArcToolbox 之空間統計工具模組 (spatial statistic tools)，計算檳榔園土地利用之空間自相關係數。首先，利用分析型態功能 (analyzing patterns) 計算全域自相關係數，包含 Moran's I 與 G statistics 二種係數，而後利用繪製集群功能 (mapping clusters) 繪製空間熱點圖，包括 Local Moran's I 與 Getis-Ord G_i^* 二種係數。由於不同網格空間單元大小會影響其內檳榔園面積屬性值的大小，進而影響空間自相關分析之計算，因此，為了比較不同網格大小對空間自相關分析的影響，本研究製作 100×100 m、200×200 m、300×300 m、400×400 m、500×500 m、600×600 m

及 700×700 m 網格大小的圖層 (由於 800×800 m 的網格數過少，無法進行空間自相關分析，故不將其納入比較)，且由於本研究關注於集水區的經營管理及土地規劃，故製作的網格圖層範圍 (extent) 以集水區邊界為分析範圍。

(1) 全域空間自相關

① Moran's I 的計算公式如下 (鄔建國，2003)：

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

$j \neq i$

式中， $W_{ij}=1$ ：如果 i 與 j 相鄰； $W_{ij}=0$ ：如果 i 與 j 不相鄰； X_i 、 X_j ：變量 X 在 i 、 j 的值； \bar{x} ：變量平均值； n ：空間單元總數。

② G statistics 的計算公式如下 (Getis and Ord, 1992)：

$$G(d) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}(d) x_i x_j}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j}, \quad (2)$$

$j \neq i$

式中， $W_{ij}(d)=1$ ：如果 j 是在與觀察值 i 距離 d 範圍內； $W_{ij}(d)=0$ ：如果 j 不在與觀察值 i 距離 d 範圍內； X_i 、 X_j ：變量 X 在 i 、 j 的值； n ：空間單元總數。

(2) 區域空間自相關

① Local Moran's I (I_i) 的計算公式如下 (Anselin, 1995)：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}), \quad (3)$$

$j \neq i$

式中， $W_{ij}=1$ ，如果 i 與 j 相鄰； $W_{ij}=0$ ：如果 i 與 j 不相鄰； \bar{x} ：變量平均值； n ：空間單元總數。

② Getis-Ord G_i^* 的計算公式如下 (Getis and Ord, 1992)：

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=1}^n x_j}, j=1 \quad (4)$$

式中, $W_{ij}(d)=1$: 如果 j 是在與觀察值 i 距離 d 範圍內; $W_{ij}(d)=0$: 如果 j 不在與觀察值 i 距離 d 範圍內; X_i 、 X_j : 變量 X 在 i 、 j 的值; n : 空間單元總數。

(3) Z(I) 與 Z(G) 值計算

Z(I) 與 Z(G) 是將 I 與 G 統計量標準化, 轉換成 Z 分數, 利用 Z 值大小來進行顯著性檢定。

① Z(I) 的計算公式如下, 其中 $E(I)$ 為期望值, $V(I)$ 為變異數:

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}} \quad (5)$$

式中 $E(I) = -1/(n-1)$; $V(I) = E(I^2) - E(I)^2$

② Z(G) 的計算公式如下, 其中 $E(G)$ 為期望值, $V(G)$ 為變異數:

$$Z(G) = \frac{G - E(G)}{\sqrt{V(G)}} \quad (6)$$

式中 $E(G) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}}{n(n-1)}, \forall j \neq i$; $V(G) = E(G^2) - E(G)^2$

(4) 統計檢定力 (power) 分析

在假設檢定中做任何決定永遠都存在著做出錯誤決定的風險, 有二類型錯誤可能會發生, 其中一類為型一錯誤 (Type I error), 定義為拒絕一個為真的虛無假設 (H_0), 犯型一錯誤的風險是由 α 值的大小來決定; 另一類為型二錯誤 (Type II error), 定義為未能拒絕一個為偽的 H_0 , 犯型二錯誤的機率由符號 β 來表示 (Gravetter and Wallnau, 2008)。一個虛無假設的統計檢定力是指, 當 H_0 為偽時 H_0 被拒絕的機率, 因此統計檢定力為拒絕錯誤 H_0 的機率, 即 $1 - \beta$, 一般使用上建議統計檢定力值設定為 0.8 (所以 $\beta = 0.2$), 統計檢定力值如顯著小於 0.8 時將會造成犯型二錯誤的風險大增 (Cohen, 1992)。本研究將不同網格大小下計算出的全域空間自相關 Moran's I 與 G statistics 係數進行統計檢定力分析, 得知獲

得統計上顯著結果的機率, 用以確認檳榔園在集水區空間中是否存有空間聚集性。

四、結果與討論

1. 全域空間自相關

本研究分別計算不同網格大小全域空間自相關之 Moran's I 與 G statistics 係數, 結果如表 1 所示。由表 1 中得知, Moran's I 係數在不同網格大小下皆呈現正值, 且 Z(I) 值皆大於 1.96, 達到 $p < 0.05$ 之顯著性, 表示檳榔園土地利用在研究區中呈現空間正相關, 檳榔園在空間分佈上並非隨機性, 而是呈現出顯著的空間聚集性。此外, 隨著網格尺寸變大, Moran's I 係數大致呈現下降趨勢, 表示檳榔園空間正相關程度隨網格尺寸增大而遞減。另外, 就 G statistics 係數而言, 在不同網格大小下 G statistics 皆呈現正值, 且 Z(G) 值皆大於 1.96, 達到 $p < 0.05$ 之顯著性, 同樣地顯示出檳榔園土地利用在研究區中呈現熱點聚集現象, 具有顯著的空間聚集性。此外, 隨著網格尺寸變大, Z(G) 值逐漸變小, 雖然都達到統計的顯著性, 但也間接反映出檳榔園空間正相關程度隨網格尺寸增大而遞減。Moran's I 與 G statistics 係數皆呈現隨網格尺寸增加而下降的趨勢, 是因為在較小的網格空間單元下, 一個檳榔園區塊可能包含了許多網格, 造成了局部區域網格檳榔園面積值呈現高值聚集的現象, 而使空間自相關係數呈現較高的正值; 然而, 在較大的網格空間單元下, 一個網格可能包含了許多檳榔園區塊, 而其周邊網格可能包含較少或甚至沒有檳榔園區塊分布, 造成了鄰近位置的網格檳榔園面積值彼此的值較為不相近, 但總體而言仍呈現空間聚集趨勢, 而使空間自相關係數呈現較低的正值。因此, 隨著分析的網格空間單元尺寸遞增, Moran's I 與 G statistics 係數及其 Z(I) 與 Z(G) 值皆會呈現遞減趨勢, 即檳榔園空間聚集性降低。除此之外, 將不同網格大小下計算出的 Moran's I 與 G statistics 係數進行統計檢定力分析, 結果顯示在 $\alpha=0.05$ 時二係數在不同網格大小下統計檢定力值皆為 1.0, 表示有極大的機率說明檳榔園具有空間聚集性。由於統計檢定力值會受到 α 值的影響, 即 α 值愈小統計檢定力值亦愈小, α 值愈大統計檢定力值亦愈大, 故將 α 值設為 0.01 及 0.001 時, 檢驗其統計檢定力值是否減少, 結果呈現統計檢定力值亦皆為 1.0, 顯示檳榔園空間聚集顯著性的機率極大。

2. 區域空間自相關

本研究利用 Local Moran's I 與 Getis-Ord G_i^* 二種方法，探測研究區檳榔園熱點的空間分佈情形，並比較在不同網格大小下二者間的差異，結果如圖 1 及圖 2 所示，其中圖 1 皆為 Local Moran's I 方法，而圖 2 則皆為 Getis-Ord G_i^* 方法，圖例中則列出 Z 值大小，當 Z 值大於 1.96 時，達到 $p < 0.05$ 之顯著性，可視為檳榔園的熱點。結果區分成二部分來加以說明：

(1) 不同網格尺寸的比較

首先，就檳榔園熱點空間分佈情況而言，二種方法所探測出的結果有所不同（圖 1 及圖 2）。在 100 m 的網格尺寸下，利用二種方法皆能找出眾多熱點，其中 Local Moran's I 能識別出三個範圍較大的熱點，且周邊散佈著多達十幾個的小熱點，而 Getis-Ord G_i^* 則識別出二個範圍較大的熱點，其周圍地區亦有眾多小熱點存在。在 200 m 的網格尺寸下，二種方法皆識別出二個範圍較大的熱點，且周邊仍存有零星的小熱點分佈，檳榔園空間分佈區位是分散的。在 300 m 以上的網格尺寸下，二種方法皆只識別出二個大範圍的熱點，且研究區中已無其他零星熱點存在，檳榔園區位集中於二個熱點。在 500~600 m 的網格尺寸下，Getis-Ord G_i^* 識別出的二個大範圍熱點呈現對角相鄰的情況，而 Local Moran's I 則仍識別出二個獨立無相鄰的熱點區塊。在 700 m 的網格尺寸下，二者皆只識別出一個呈東北-西南方向的帶狀熱點，而不是之前所呈現的二個大熱點區塊，檳榔園區位呈現帶狀。因此，檳榔園分佈區位由原先的多點分散，變成二個熱點集中，最後成為帶狀分佈，區位呈現顯著的差異。

整體而言，在 200 m 以下的網格尺寸，二種方法雖皆能識別出眾多散佈的檳榔園熱點，但這樣的結果似乎不能提供研究者或土地管理者一個較為有用且簡化的資訊，因為絕大多數原本為檳榔園區塊分佈的地區皆顯示為熱點，此情況與一般內眼目視檳榔園區塊空間集中情形無太大差異，無助於決策者判斷集水區中需要優先治理的地區。另一方面，隨著網格尺寸的增加，無論使用哪一種方法皆可發現熱點聚集區域數量漸少，且熱點區塊趨於集中和完整，然而在 700 m 的網格時，由於尺寸過大，熱點已呈現帶狀分佈，且識別範圍超過真正的檳榔園甚多，有高估現象發生。

其次，就探測熱點區域面積而言，二種方法探測結果也隨網格大小不同而呈現變化。本研究視 Z 值大於 1.96，達到 $p < 0.05$ 之顯著性者為熱點區域。由表 2 中可以發現，隨網格尺寸愈大，二種方法識別到的熱點區域面積皆大致呈現增加趨勢，然而本研究關切的重點在於判斷集水區中需要優先治理的地區，故應尋找單位熱點區域中檳榔園面積比例較高之網格尺寸大小者為首選。所以，本研究在不同網格尺寸下，將位於熱點區域中的總檳榔園面積除於該熱點總區域面積，得出單位熱點區域之檳榔園面積比例，結果如表 2 所示。由表 2 中得知，二種探測方法在 100 m 網格尺寸下，其單位熱點區域之檳榔園面積比例值皆為最大，分別達到 62.75% 及 53.42%，但隨著網格尺寸變大，二種方法之比例值皆呈現下降趨勢，如在 700 m 網格尺寸下，二者分別達到 30.40% 及 28.77%。雖然在 200 m 以下的網格尺寸，其單位熱點區域之檳榔園面積比例值最高，但如前所述，由於其網格尺寸過小，除了大熱點區塊外亦識別出許多小熱點區塊，在經費及人力充裕情形下，欲進行較全面細緻的集水區檳榔園治理時應可適用，然而當人力物力有限時，此分析結果無法提供檳榔園熱點的簡化資訊，且無助於優先治理區域之判定。另一方面，當網格尺寸過大至 600 m 以上時，其單位熱點區域之檳榔園面積比例值則偏低，顯示偵測熱點的效率降低，且高估需要進行集水區治理的面積。因此，以本研究範圍規模 (20.36 km²) 而言，應用空間自相關分析探測檳榔園熱點時，網格尺寸可設定介於 300~500 m 間，其分析結果應較能符合實際需要。未來隨著研究主題之不同、土地利用類型之變化，可依照研究目的所需，挑選適合的網格尺寸。

表 1 不同網格大小下計算出之全域空間自相關係數

Table 1 The values of global spatial autocorrelation indices with different grid size

網格大小 (m)	100	200	300	400	500	600	700
I	0.60	0.55	0.57	0.54	0.41	0.49	0.40
Z(I)	38.20	17.45	12.24	8.89	5.78	5.87	4.21
G statistics	0.0015	0.0044	0.0084	0.0135	0.0178	0.0253	0.0298
Z(G)	38.25	17.55	12.01	8.95	5.75	5.96	4.35

(2) 不同探測方法的比較

就二種不同方法識別熱點區域的效果而言, 由表 2 中得知, 在不同網格大小的情況下, Getis-Ord G_i^* 探測的空間熱點區域面積皆較 Local Moran's I 的面積為大, 網格尺寸為 100 m 時, Getis-Ord G_i^* 所測得熱點面積為 3.02 km^2 , 而 Local Moran's I 只測得 2.42 km^2 ; 同樣地, 當網格尺寸增加至 700 m 時, Getis-Ord G_i^* 所測得熱點面積為 4.62 km^2 , 而 Local Moran's I 只測得 3.76 km^2 。顯然地, Getis-Ord G_i^* 探測出的熱點聚集範圍較大, 而 Local Moran's I 一般能探測出熱點聚集的中心, 但對熱點聚集範圍的識別則較

Getis-Ord G_i^* 為不敏感。張松林、張昆 (2007) 曾應用區域空間自相關 Moran's I 係數和 G 係數探測地震熱點, 結果發現在探測地震規模的空間自相關時, Moran's I 係數較能探測出聚集區域的中心, 但對聚集範圍的識別偏差較大, 探測出的範圍小於實際範圍, 而 G 係數則較準確探測出聚集區域的範圍。對照於本文分析, 此文獻結論與本研究成果相似。另外, 就單位熱點區域之檳榔園面積比例值來看 (表 2), 可以發現 Local Moran's I 方法的值在不同網格大小下皆較 Getis-Ord G_i^* 方法的值為大。因此, 若以單位熱點區域之檳榔園面積比例值來衡量二者的效

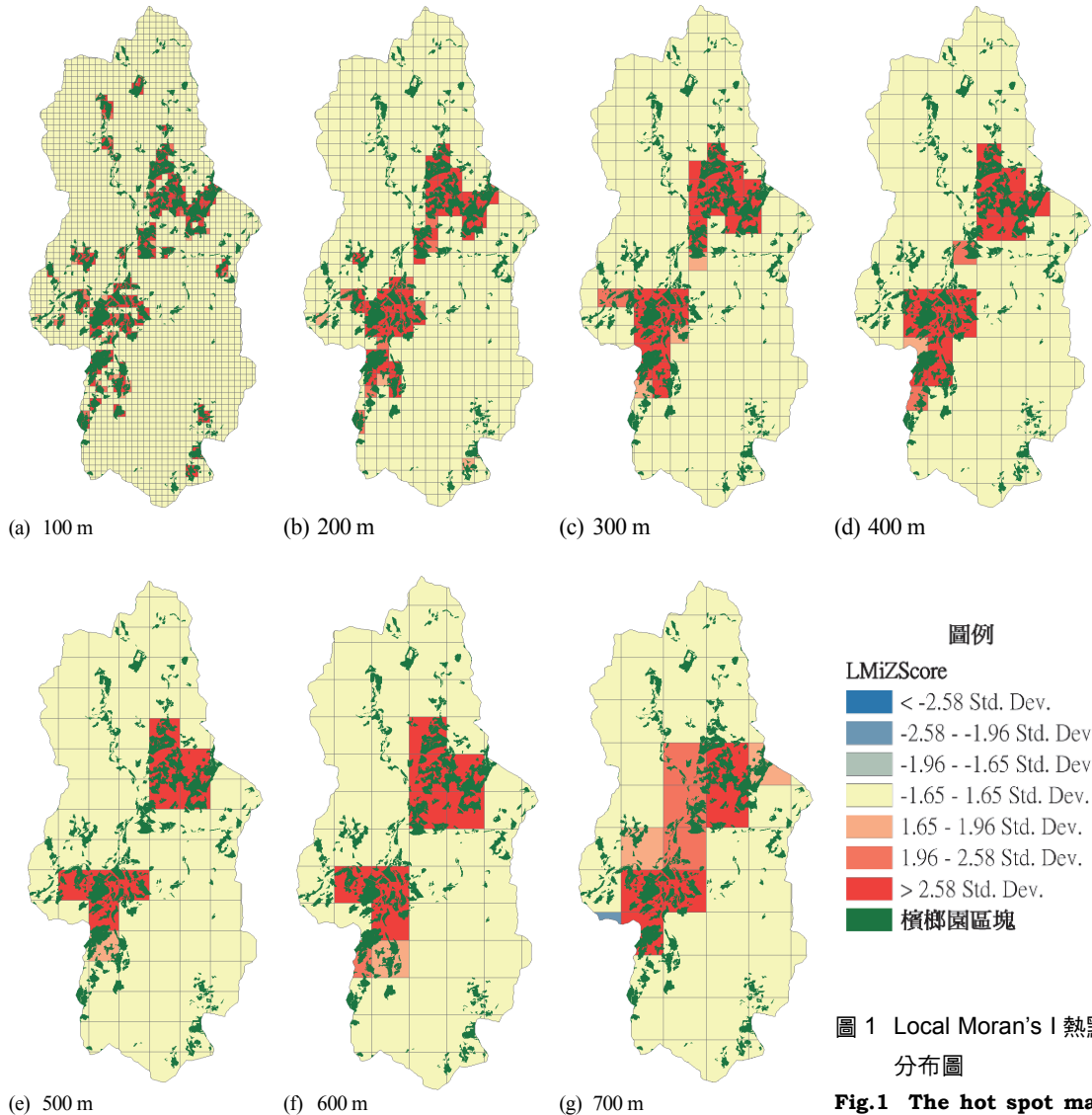


圖 1 Local Moran's I 熱點分布圖

Fig.1 The hot spot map of Local Moran's I

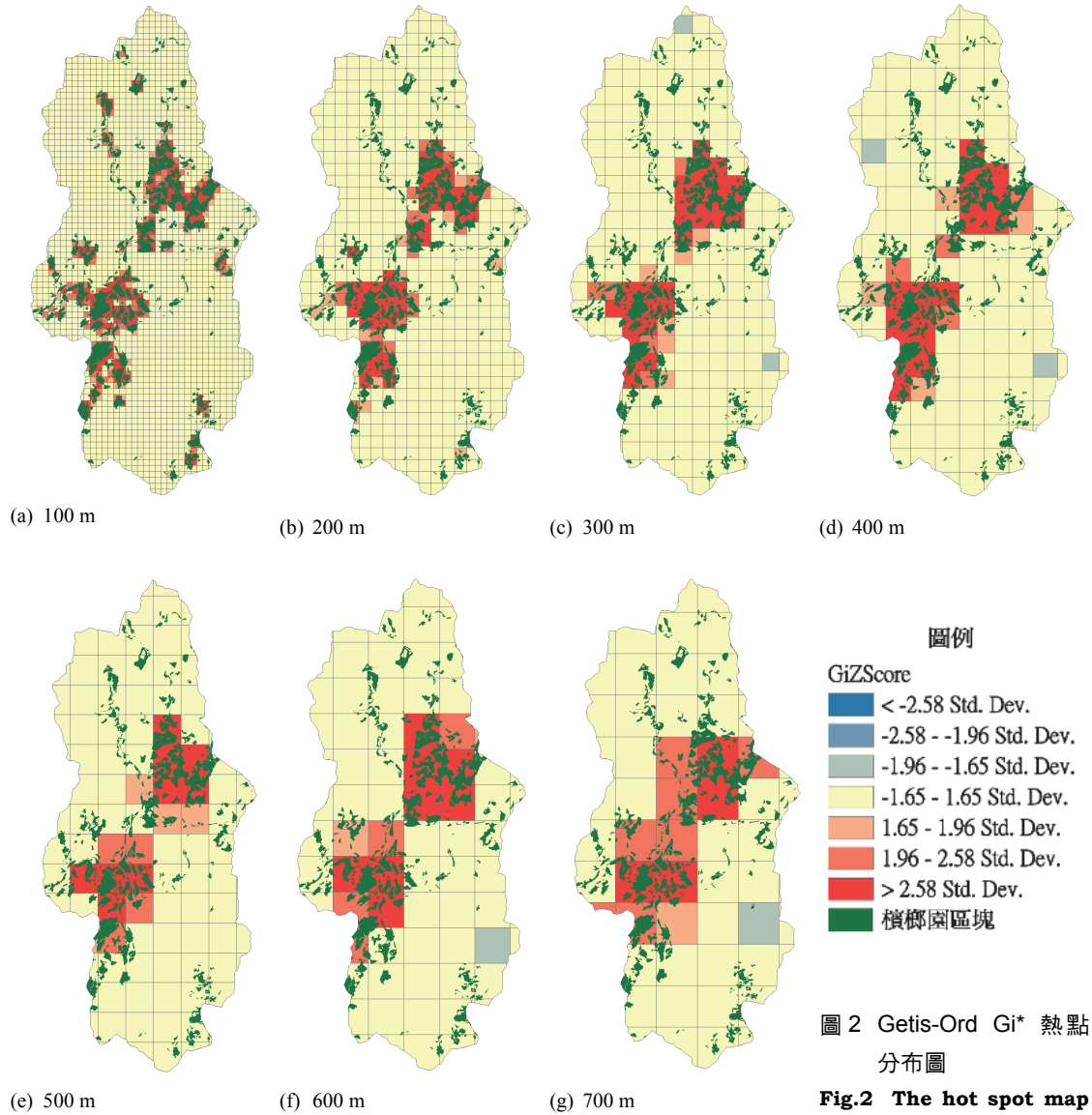


圖 2 Getis-Ord Gi* 熱點分布圖

Fig.2 The hot spot map of Getis-Ord Gi*

表 2 Local Moran's I 與 Getis-Ord Gi* 在不同網格大小下的比較

Table 2 The comparison of Local Moran's I and Getis-Ord Gi* with different grid sizes

網格大小 (m)	100	200	300	400	500	600	700
檳榔園面積 (km ²)	1.5205	1.2854	1.1551	1.1833	0.9330	1.1057	1.1446
Local Moran's I 熱點區域面積 (km ²)	2.4230	2.5610	2.7407	2.9451	2.2473	3.0373	3.7647
單位熱點區域之檳榔園面積比 (%)	62.75	50.19	42.15	40.18	41.51	36.40	30.40
檳榔園面積 (km ²)	1.6118	1.3297	1.2014	1.2283	1.1549	1.2696	1.3281
Getis-Ord Gi* 熱點區域面積 (km ²)	3.0170	2.9150	3.0065	3.2093	3.2441	3.9934	4.6168
單位熱點區域之檳榔園面積比 (%)	53.42	45.61	39.96	38.27	35.60	31.79	28.77

果, Local Moran's I 方法似乎較優於 Getis-Ord Gi* 方法, 有助於決策者決定集水區中需要優先治理的檳榔園熱點區域, 而此亦正是本研究比較二種不同分析方法之用意所在。

五、結 論

由於經濟上的誘因及農村勞力老化等因素的影響, 檳榔園已成為水里溪上游集水區最主要的農作景觀。由於檳榔園土地利用方式已對集水區環境造成某種程度的影響, 因此, 完善的集水區經營管理是非常迫切需要。然而, 集水區經營通常需要耗費眾多人力及物力的投入, 在有限資源下, 有效正確的治理就非常關鍵, 而集水區檳榔園熱點的偵測與識別就是重要一環。本研究基於此, 針對水里溪上游集水區, 透過空間自相關分析, 識別出檳榔園集中的熱點。研究結果顯示, 全域空間自相關分析時, 在各種不同網格尺寸下, Moran's I 與 G statistics 係數二者皆呈現正值, 且皆達到 $p < 0.05$ 之顯著性, 表示檳榔園在集水區中具有空間聚集特性, 隨著網格尺寸愈大, Moran's I 係數呈現遞減趨勢, 而 G statistics 係數則呈現遞增趨勢。另外, 在區域空間自相關分析時, 當網格尺寸小於 200 m 以下, Local Moran's I 與 Getis-Ord Gi* 二種方法除了探測出 2~3 個大面積熱點區域範圍外, 周邊也偵測出許多小熱點, 當網格尺寸 ≥ 300 m 時, 二種方法皆只識別出二個大面積的熱點, 且研究區中已無其他零星熱點存在, 熱點區塊趨於集中和完整, 當網格尺寸達 700 m 時, 熱點區塊甚至連接成帶狀; 再者, 就探測熱點面積而言, 隨網格尺寸增大, 二種方法識別到的熱點面積皆大致呈現增加趨勢, 但單位熱點區域之檳榔園面積比例則呈現遞減。此外, 就二種方法識別檳榔園熱點的效果而言, 無論是何種網格尺寸, Getis-Ord Gi* 探測的空間熱點面積皆較 Local Moran's I 的面積為大, Local Moran's I 方法一般能探測熱點的中心, 但對熱點範圍的識別較不敏感。若以單位熱點區域之檳榔園面積比例值來衡量二者的效果, Local Moran's I 方法似乎較優於 Getis-Ord Gi* 方法, 有助於決策者判定需要優先治理的檳榔園集中區域。空間自相關分析未來可應用於任一集水區土地利用圖層的分析, 藉由此方法計算某類型土地利用於空間中分布之熱點區域, 甚而可利用同一地區不同年代的土地利用圖層, 探討某類型土地利用熱點區域於空間上之變遷情形, 此方法提供集水區管理者一個簡便、客觀及科學的分析工

具, 有助於集水區的土地利用規劃及治理。然而, 本研究以檳榔園面積進行空間熱點分析, 僅以此作為判斷需要優先治理地區的依據, 未來如能將降雨、坡度、地表逕流、距河道遠近及施肥情況等相關自然及人為因素納入分析, 如此將能更周全地判定優先治理區域, 以保護集水區的水土資源。

參考文獻

- [1] 朱健銘 (2000), 「土地利用空間型態之研究」, 國立台灣大學地理學研究所碩士論文。(Chu, C.M. (2000). *Investigation of spatial patterns on land use*, Master thesis, National Taiwan University, Taiwan, ROC. (in Chinese))
- [2] 李瑞陽、陳勝義 (2010), 「台中市搶奪犯罪熱點與犯罪區位之空間分析」, 地理研究, 39, 23-47。(Lee, R.Y., and Chen, S.I. (2010). "The spatial analysis of the robbery hot spot and crime location in Taichung City." *Journal of Geographical Research*, 39, 23-47. (in Chinese))
- [3] 周天穎、葉美伶 (1997), 「水里溪集水區檳榔種植對土壤沖蝕之影響及其經濟分析」, 中華水土保持學報, 28(2), 87-97。(Chou, T.Y., and Yeh, M.L. (1997). "Effects of growing betel nuts on soil erosion from Shu-Li Creek watershed and its economic analysis." *Journal of Chinese Soil and Water Conservation*, 28(2), 87-97. (in Chinese))
- [4] 林壯沛 (2002), 「坡地種植檳榔對台灣中部山區集水區水文特性影響之研究」, 國立中興大學水土保持學研究所博士論文。(Lin J.P. (2002). *Effects of slopeland betel nut plantations on hydrologic characteristics of watersheds in central Taiwan*, Ph.D. dissertation, National Chung Hsing University, Taiwan, ROC. (in Chinese))
- [5] 涂函君、蘇淑娟 (2010), 「臺灣沿山地區檳榔業的生產空間與社會：以嘉義縣中埔鄉為例」, 地理研究, 39, 65-94。(Tu, H.C., and Su, S.J.B. (2010). "The production space and society of betel nuts along hillside Taiwan—A case study of Chongpu Township, Chiayi." *Journal of Geographical Research*, 39, 65-94. (in Chinese))
- [6] 洪鴻智、黃于芳 (2010), 「農村工業污染風險知覺的空間特性與決定因素」, 台灣土地研究, 13(2), 31-57。(Hung, H.C., and Huang, Y.F. (2010). "Exploring the Spatial Characteristics and Determi-

- nants of Risk Perceptions for Rural Industrial Pollution.” *Journal of Taiwan Land Research*, 13(2), 31-57. (in Chinese))
- [7] 張松林、張昆 (2007), 「空間自相關局部指標 Moran 指數和 G 系數研究」, 大地測量與地球動力學, 27(3), 31-34。(Zhang, S.L., and Zhang, K. (2007). “Contrast study on Moran and Getis-Ord indexes of local spatial autocorrelation indices.” *Journal of Geodesy and Geodynamics*, 27(3), 31-34. (in Chinese))
- [8] 陸象豫、黃良鑫、傅鶴翹 (1999), 「檳榔園水文特性之研究」, 台灣林業科學, 14(2), 211-221。(Lu, H.U., Huang, L. H., and Fu, H. C. (1999). “Studies on hydrological characteristics of an areca palm plantations.” *Taiwan Journal of Forest Science*, 14(2), 211-221. (in Chinese))
- [9] 陸象豫、黃良鑫、劉瓊霏 (2005), 「檳榔園水文特性及其對環境的影響」, 中華水土保持學報, 36(1), 19-27。(Lu, H.U., Huang, L.H., and Liu, Q.B. (2005). “Hydrological characteristics of betel nut plantations and the impacts of forested lands conversion to betel nut plantation on environmental factors.” *Journal of Chinese Soil and Water Conservation*, 36(1), 19-27. (in Chinese))
- [10] 陸象豫、劉瓊霏、黃良鑫、唐凱君 (2002), 「坡地檳榔園對微氣候影響之研究」, 台灣林業科學, 17(2), 281-289。(Lu, H.U., Liu, Q.B., Huang, L.H., and Tang, K.J. (2002). “A studies of the influence of slopland betel-nut plantations on microclimate.” *Taiwan Journal of Forest Science*, 17(2), 281-289. (in Chinese))
- [11] 黃國慶、詹士樑 (2009), 「台北都會區土地使用/覆蓋變遷驅動力之空間近鄰效果探討」, 都市與計劃, 36(4), 415-443。(Huang, K.C., and Chan, S.L. (2009). “Spatial neighborhood effect of land use/land cover change in metropolitan Taipei.” *Journal of City and Planning*, 36(4), 415-443. (in Chinese))
- [12] 葉春國、廖學誠、詹進發、黃正良、薛美莉 (2008), 「水里溪上游集水區土地利用與溪流水中硝酸鹽濃度關係之探討」, 中華水土保持學報, 39(2), 141-153。(Yeh, C.K., Liaw, S.C., Jan, J.F., Hwong, J.L., and Hsueh, M.L. (2008). “Relationship between Land Use and Nitrate Concentration of Streamwater in the Upper Shui-Li Creek Watershed.” *Journal of Chinese Soil and Water Conservation*, 39(2), 141-153. (in Chinese))
- [13] 鄔建國 (2003), 「景觀生態學：格局、過程、尺度與等級」, 五南圖書, 台灣, 151-156。(Wu, C.K. (2003). *Landscape Ecology: Pattern, Process, Scale and Hierarchy*, Wu-Nan Book Co. Ltd., Taiwan, 151-156. (in Chinese))
- [14] 蔡博文、張康聰、張長義、朱健銘 (2001a), 「運用空間自相關分析於養殖土地利用變遷研究」, 地理學報, 29, 121-129。(Tsai, B. W., Chang, K.T., Chang, C.Y., and Chu, J.M. (2001a). “Measuring spatial association--the case of aquacultural land use in Yunlin County, Taiwan.” *Journal of Geography*, 29, 121-129. (in Chinese))
- [15] 蔡博文、張長義、張康聰 (2001b), 「蘭陽平原養殖土地利用變遷分析」, 中國地理學會會刊, 29, 93-101。Tsai, B.W., Chang, C.Y., and Chang, K.T. (2001b). “Land use change in the Ilan Plain, Taiwan.” *Bulletin of the Geographical Society of China*, 29, 93-101. (in Chinese))
- [16] 盧光輝 (1997), 「水里溪集水區土壤流失量之推估」, 私立中國文化大學地理研究報告, 10, 17-30。(Lo, K.F.A. (1997). “Estimation of Soil Loss for Shuili River Basin.” *Reports of Geographical Studies*, 10, 17-30. (in Chinese))
- [17] 賴玉芳 (2004), 「溪流保育的在地發展—以南投縣五城村為例」, 國立臺灣師範大學地理學研究所碩士論文。(Lai, Y.F. (2004). *The development of local river preservatuon—A case study of Wucheng area, Nantou County*, Master thesis, National Taiwan Normal University, Taiwan, ROC. (in Chinese))
- [18] 賴進貴、葉高華、王韋力 (2004), 「土地利用變遷與空間相依性之探討—以臺北盆地聚落變遷為例」, 台灣地理資訊學刊, 1, 29-40。(Lay, J.G., Yap, K.H., and Wang, W.L. (2004). “Exploring land use changes and spatial dependence - A case study of settlement changes in the Taipei Basin.” *Journal of Taiwan geographic Information science*, 1, 29-40. (in Chinese))
- [19] 賴進貴、葉高華、張智昌 (2007), 「投票行為之空間觀點與空間分析—以臺灣2004年總統選舉為例」, 選舉研究, 14(1), 33-60。(Lay, J.G., Yap, K.H., and Chang, C.C. (2007). “Spatial perspectives and analysis on voting behavior—A case study of the 2004 Taiwan presidential election.” *Journal of Electoral Studies*, 14(1), 33-60. (in Chinese))

- [20] 薛益忠、郭士鳳 (2010), 「利用「空間自相關」探索 1999 年至 2005 年臺灣腸病毒病例之空間擴散」, 華岡地理學報, 25, 37-52。(Hsueh, Y.C., and Kuo, S.F. (2010). "The application of spatial autocorrelation in investigating the spatial diffusion of enterovirus cases in Taiwan, 1999~2005." *Hwa Kang Geographical Journal*, 25, 37-52. (in Chinese))
- [21] Akita, T., Sakai, K., Iwabuchi, Y., Hoshino, Y., and Ye, X. (2008). "Spatial autocorrelation in masting phenomena of *Quercus serrata* detected by multi-spectral imaging." *Ecological Modelling*, 215, 217-224.
- [22] Anselin, L. (1995). "Local indicators of spatial association — LISA." *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
- [23] Asselin, H., Fortin, M., and Bergeron, Y. (2001). "Spatial distribution of late-successional coniferous species regeneration following disturbance in southwestern Québec boreal forest." *Forest Ecology and Management*, 140, 29-37.
- [24] Brody, S.D., Highfield, W., and Peck, B.M. (2005). "Exploring the mosaic of perceptions for water quality across watersheds in San Antonio, Texas." *Landscape and Urban Planning*, 73, 200-214.
- [25] Chang, H. (2008). "Spatial analysis of water quality trends in the Han River basin, South Korea." *Water Research*, 42, 3285-3304.
- [26] Cliff, A.D., and Ord, J.K. (1973). *Spatial autocorrelation*, Pion, London, UK.
- [27] Cohen, J. (1992). "A power primer." *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159.
- [28] Fernandes, M.R., Aguiar, F.C., and Ferreira, M.T. (2011). "Assessing riparian vegetation structure and the influence of land use using landscape metrics and geostatistical tools." *Landscape and Urban Planning*, 99, 166-177.
- [29] Frutos, Á., Olea, P.P., and Vera, R. (2007). "Analyzing and modelling spatial distribution of summering lesser kestrel: The role of spatial autocorrelation." *Ecological Modelling*, 200, 33-44.
- [30] Getis, A., and Ord, J.K. (1992). "The analysis of spatial association by use of distance statistics." *Geographical Analysis*, 24(3), 189-206.
- [31] Gravetter, F.J., and Wallnau, L.B. (2008). *Statistics for the behavioral sciences*, 8th Ed., Wadsworth, Belmont, USA.
- [32] Heathcote, I.W. (2009). *Integrated watershed management: principles and practice*, 2nd Ed., John Wiley & Sons, New Jersey, USA.
- [33] Huo, X.N., Zhang, W.W., Sun, D.F., Li, H., Zhou, L.D., and Li, B.G. (2011). "Spatial pattern analysis of heavy metals in Beijing agricultural soils based on spatial autocorrelation statistics." *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8, 2074-2089.
- [34] Kalkhan, M.A. (2011). *Spatial statistics : geospatial information modeling and thematic mapping*, CRC Press, Boca Raton, USA.
- [35] Legendre, P., and Fortin, M.J. (1989). "Spatial pattern and ecological analysis." *Vegetatio*, 80, 107-138.
- [36] Li, J.J., Wang, X.R., Wang, X.J., Ma, W.C., and Zhang, H. (2009). "Remote sensing evaluation of urban heat island and its spatial pattern of the Shanghai metropolitan area, China." *Ecological Complexity*, 6, 413-420.
- [37] Lin, C.H., and Wen, T.H. (2011). "Using geographically weighted regression (GWR) to explore spatial varying relationships of immature mosquito and human densities with the incidence of dengue." *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 8, 2798-2815.
- [38] Mander, Ü., Uuemaa, E., Roosaare, J., Aunap, R., and Antrop, M. (2010). "Coherence and fragmentation of landscape patterns as characterized by correlograms: A case study of Estonia." *Landscape and Urban Planning*, 94, 31-37.
- [39] Mörtberg, U., and Karlström, A. (2005). "Predicting forest grouse distribution taking account of spatial autocorrelation." *Journal for Nature Conservation*, 13, 147-159.
- [40] Mungai, D.N., Ong, C.K., Kiteme, B., Elkaduwa, W., and Sakthivadivel, R. (2004). "Lessons from two long-term hydrological studies in Kenya and Sri Lanka." *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 104, 135-143.
- [41] O'Sullivan, D., and Unwin, D. (2003). *Geographic information analysis*, John Wiley & Sons, New Jersey, USA.
- [42] Overmars, K., de Koning, G.H.J., and Veldkamp, A. (2003). "Spatial autocorrelation in multi-scale land use models." *Ecological Modelling*, 164, 257-270.
- [43] Person, D.M. (2002). "The application of local measures of spatial autocorrelation for describing

- pattern in north Australian landscapes.” *Journal of Environmental Management*, 64, 85-95.
- [44] Ping, J.L., Green, C.J., Zartman, R.E., and Bronson, K.F. (2004). “Exploring spatial dependence of cotton yield using global and local autocorrelation statistics.” *Field Crops Research*, 89, 219-236.
- [45] Salvador, R. (2000). “An assessment of the spatial variability of basal area in a terrain covered by Mediterranean woodlands.” *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 81, 17-28.
- [46] Semwal, R.L., Nautiyal, S., Sen, K.K., Rana, U., Mailhuri, R.K., Rao, K.S., and Saxena, K.G. (2004). “Patterns and ecological implications of agricultural land-use changes: a case study from central Himalaya, India.” *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 102, 81-92.
- [47] Shortridge, A. (2007). “Practical limits of Moran’s autocorrelation index for raster class maps.” *Computers, Environment and Urban Systems*, 31, 362-371.
- [48] Siljander, M. (2009). “Predictive fire occurrence modelling to improve burned area estimation at a regional scale: A case study in East Caprivi, Namibia.” *International Journal of Applied Earth Observation and Geoinformation*, 11, 380-393.
- [49] Southworth, J., Munroe, D., and Nagendra, H. (2004). “Land cover change and landscape fragmentation – comparing the utility of continuous and discrete analyses for a western Honduras region.” *Agriculture, Ecosystems and Environment*, 101, 185-205.
- [50] Sullivan, A., Ternan, J.L., and Williams, A.G. (2004). “Land use change and hydrological response in the Camel catchment, Cornwall.” *Applied Geography*, 24, 119-137.
- [51] Tu, J., and Xia, Z.G. (2008). “Examining spatially varying relationships between land use and water quality using geographically weighted regression I: Model design and evaluation.” *Science of the Total Environment*, 407, 358-378.
- [52] Uuemaa, E., Roosaare, J., Kanal, A., and Mander, Ü. (2008). “Spatial correlograms of soil cover as an indicator of landscape heterogeneity.” *Ecological Indicators*, 8, 783-794.
- [53] Vanacker, V., Govers, G., Barros, S., Poesen, J., and Deckers, J. (2003). “The effect of short-term socio-economic and demographic change on landuse dynamics and its corresponding geomorphic response with relation to water erosion in a tropical mountainous catchment, Ecuador.” *Landscape Ecology*, 18, 1-15.
- [54] Wulder, M.A., White, J.C., Coops, N.C., Nelson, T., and Boots, B. (2007). “Using local spatial autocorrelation to compare outputs from a forest growth model.” *Ecological Modelling*, 209, 264-276.
- [55] Zhang, C., Luo, L., Xu, W., and Ledwith, V. (2008). “Use of local Moran's I and GIS to identify pollution hotspots of Pb in urban soils of Galway, Ireland.” *Science of the Total Environment*, 398, 212-221.

2013年03月25日 收稿

2013年04月10日 修正

2013年05月06日 接受

(本文開放討論至2014年3月31日)