

天然闊葉林冠層孔隙分布空間統計分析

謝漢欽^{1,3}, 張哲彰²

¹農委會林業試驗所森林經營組, ²農委會林業試驗所福山研究中心,

³通訊作者 E-mail: mickey@tfri.gov.tw

[摘要] 為了瞭解天然闊葉林不同時期林冠孔隙於地景層級與組類層級尺度變遷的分布格局與空間相關性,藉由不同空間統計方法分析結果,探討不同分析方法的適用性。本研究使用 1998 年及 2002 年兩期林業試驗所蓮華池試驗林 150 公頃闊葉天然林數位航空照片,以數位立體判釋方式,求得兩期的林冠孔隙空間分布主題圖。應用一個整合了相關、因素、兩階段聚集及判別分析的多變數統計分析程序,將林冠孔隙分類成 3 個主要生態干擾類型聚集組,並進行孔隙變遷分析與探討。在林冠孔隙空間相關分析方面,本研究使用與取樣距離有關的半變異距分析、6 種空間相關統計分析方法,針對兩期孔隙的全域、組類及局部尺度,進行綜合分析及方法比較。結果發現不同空間統計方法,依其演算方法從簡單到複雜,會導致空間相關分析結果相當的差異;此外以同樣方法在地景層次及組類層次的分析結果也受到尺度效應的影響,所得分析結果也有所不同。使用局部的空間相關分析模式,可以地理資訊圖層顯示孔隙空間相似性與高低聚集的位置,可解決空間相關分布格局本身具有空間異質性的問題。

關鍵字: 林冠孔隙, 地景生態學, 空間統計, 空間相關

Spatial Statistical Analysis on Pattern of Canopy Gaps of Natural Broad-Leaved Forests

Han-Ching Hsieh^{1,3}, Che-Chang Chang²

¹Division of Forest Management, Taiwan Forestry Research Institute, Council of Agriculture, ²Fushan Research Center, Taiwan Forestry Research Institute, Council of Agriculture, ³Corresponding author E-mail: mickey@tfri.gov.tw

ABSTRACT In this study, applicability of various spatial statistical methods was examined in order to understand spatial distribution patterns and correlations of natural broad-leaved forests canopy gaps at landscape and class levels in different periods. An experimental area of 150ha in the Experimental Forest of Taiwan Forestry Research Institute was studied. Natural broad-leaved canopy gap thematic maps of the experimental area in 1998 and 2002 were made by adopting a digital aerial photograph stereo interpretation approach. An integrated multivariate statistical procedure including correlation analysis, factor analysis, two-stage cluster analysis and discriminate analysis was applied to obtain optimal three clustered classes as the main canopy types in the two periods. Canopy gap change analyses and discussions between the two periods were also conducted. Sampling distance was determined using the ranges from the analyses of

semivariogram, and six different spatial statistical analytical methods were adopted to execute comprehensive analysis and method comparison. The results show that using simple to complex algorithm, different spatial statistical methods would lead to considerably different spatial correlation. Furthermore, scale can also influence the results obtained at the landscape level and class level. Local spatial correlation analysis model can be used to display canopy gap distribution with geographical information layers, find high and low clustered positions and avoid spatial heterogeneity problems in distribution pattern.

Keywords: canopy gaps, landscape ecology, spatial statistics, spatial correlation

前言

生態學上有關孔隙(gap)的概念，最早在1947年由植物學家瓦特(A. S. Watt)提出，他將發生於植物群落層級小尺度干擾結果，可創造群落間局部萌發及疏開的空隙區域，稱之為孔隙(Smith TM and RL Smith 2009)。對於森林而言，成熟林分內冠層木死亡後所形成的樹冠疏開稱為孔隙。地景生態學上沿用此一觀念，著重在林冠孔隙發生後，林分內釋放出新的生態位(niche)，引發的一連串生態隙區質量變化與資源重分配的過程(Canham 1988)，即是森林動態過程或稱區塊動態(patch dynamics)(Pickett and White 1985，鄔建國2007)。森林動態的過程除了完成樹種的更新，也在恢復過程中增加了生態及物種的多樣性(Grubb 1977)。

台灣的中低海拔之天然闊葉林冠層覆蓋，相較於破碎化分布的人工林分，具有含蓋範圍面積較大且連續的特性，要進行經常性的全面調查有所困難，因此所能掌握的動態資訊也常受限制。目前台灣為達成永續森林經營(sustainable forest management)目的，需採用生態系經營的途徑(ecosystem management approaches)，適時提供大尺度天然林分孔隙動態之相關資訊(Franklin 2001)。有鑑於此，本研究針對林業試驗所蓮華池試驗林150.4公頃天然闊葉林分，使用1998年及2002年兩個時

間之數位航測立體判釋的樹冠孔隙空間分布地理資訊，結合地景結構指標、多變數統計分析程序、半變異距分析及空間相關統計分析方法，進行統計分析方法結果的比較，期望藉由分析成果，探討不同分析方法在不同時期及地景、組類及局部尺度的差異性與適用性，並可做為未來其他相關植物生態空間分布模式研究的參考。

材料與方法

一、研究試區概述

本研選擇位於蓮華池試驗林東側涵蓋面積150.4 ha之天然闊葉林林分(如圖1)，位於本區內中部位置，2007年起設置一個25 ha大小常綠闊葉林永久動態樣區，2009年第一次調查結果，區內共計有144種木本植物，分屬於39科，86屬；以全區各科重要值指數而言，以樟科、殼斗科、茜草科為優勢(Chang et al. 2010)

二、研究方法

1. 地理資訊主題圖製作

使用林試所依據航照判釋、數化製作的蓮華池試驗林1998年林型圖，確定研究區域邊界及提供試區邊界主要道路地理資訊。使用內政部委託製作，2008年正式提供給政府單位使用之2002年蓮華池試驗林轄區的5m數值高

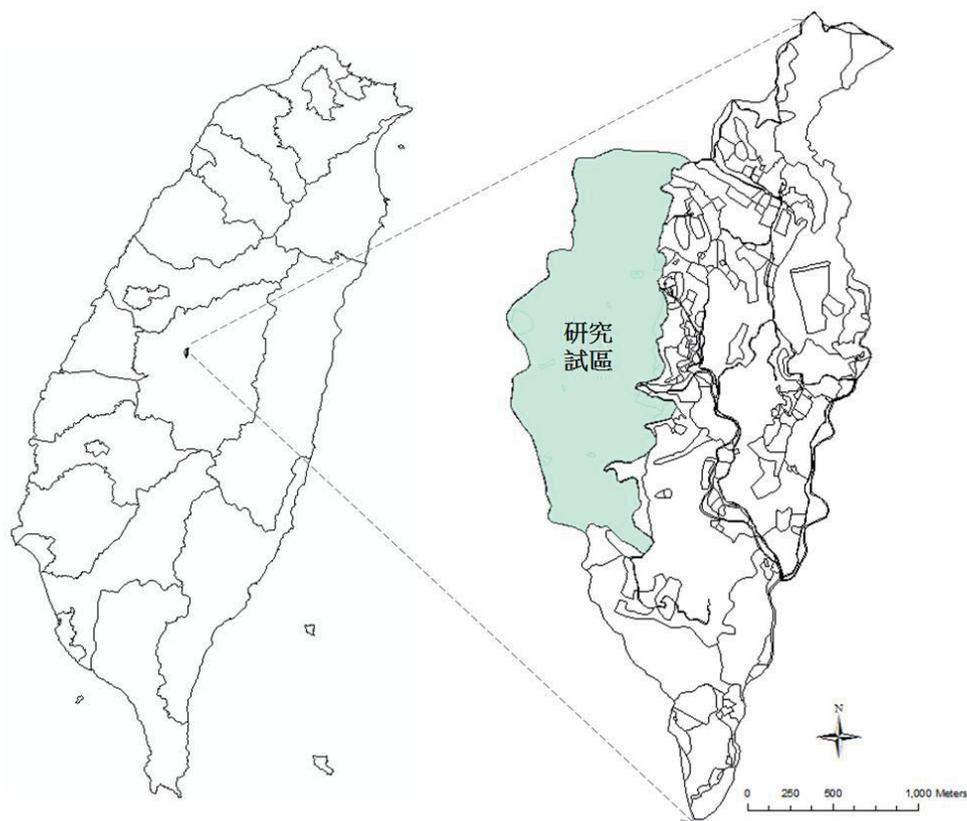


圖 1. 研究試區位於南投縣魚池鄉林試所蓮華池試驗林轄區內

程資料，依照地理資訊集水區自動萃取的程序，選擇水系累積流量的適當門檻值，採用 Strahler 分級法，萃取自區溪流至第三級(即包含主流、支流及次支流)當作本研究的溪流主題圖。此外應用此數值高程資料可計算求得試區的坡度及地形曲率主題圖，供後續林冠孔隙屬性之用。

2. 林冠孔隙圖製作

1998 年及 2002 年林冠孔隙圖層的產生，係利用林務局農林航空測量所提供當年拍攝的航空照片底片，將其進行高密度數位掃描，所得之高解析度數位航測影像，應用影像處理技術，於影像工作站上，以相片對形成正射立體模型。因為從數位航空像片立體模型上可細緻觀察到單一更新木、多株更新木、留存木側枝生長、更新植物低矮緩慢生長、部分地點受

干擾上未恢復，以及部分地點持續受到干擾難復育等情形(如圖 2)；由有經驗的研究人員 1 人，依此標準將其數化成孔隙圖。以 1：5000 比例尺輸出成具 TWD97 理座標之向量檔 (vector data)。圖 3 為 1998 年及 2002 年經判釋、數化後的天然林冠孔隙圖，其中 1998 年共有 221 個孔隙，2002 年共有 286 個孔隙。

3. 林冠孔隙類型多變數統計分析程序

(1) 孔隙區塊地景指標分析

將步驟 2 所得 1998 年及 2002 年天然林林冠孔隙向量檔，考慮試區及林冠孔隙大小，依據孔隙編號，將其轉成 1 m 空間解析度的孔隙網格式(raster)資料檔。應用 FRAGSTATS 3.0 地景指標分析系統，考慮分離孔隙的分離性及孔隙形狀的完整性，以採用八鄰法(8-neighbor rule)計算區塊(patch)地景指標。將孔隙當作地

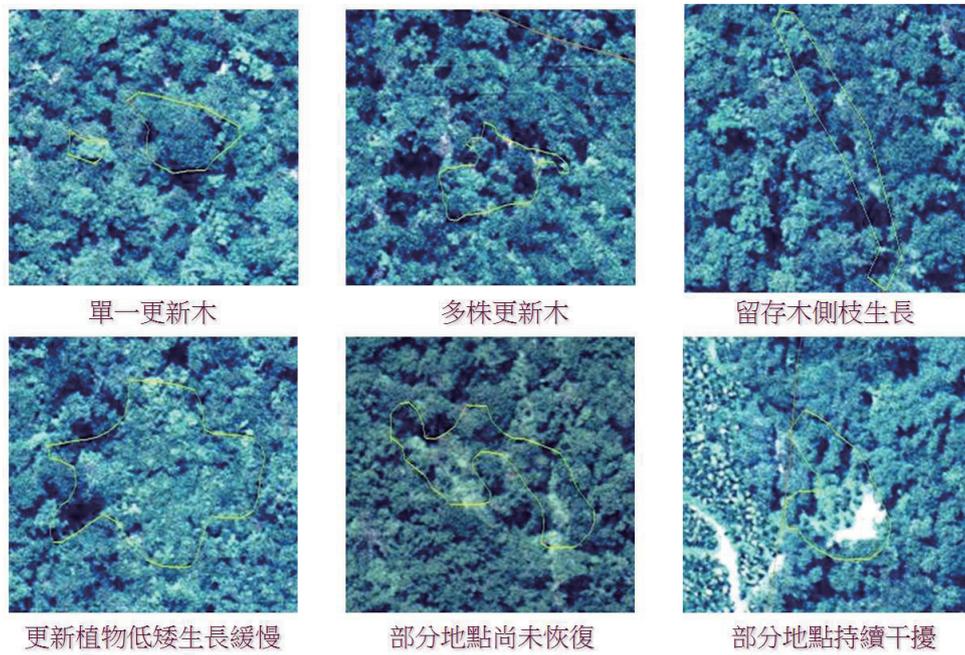


圖 2. 數位航照立體判釋下的孔隙發育類型

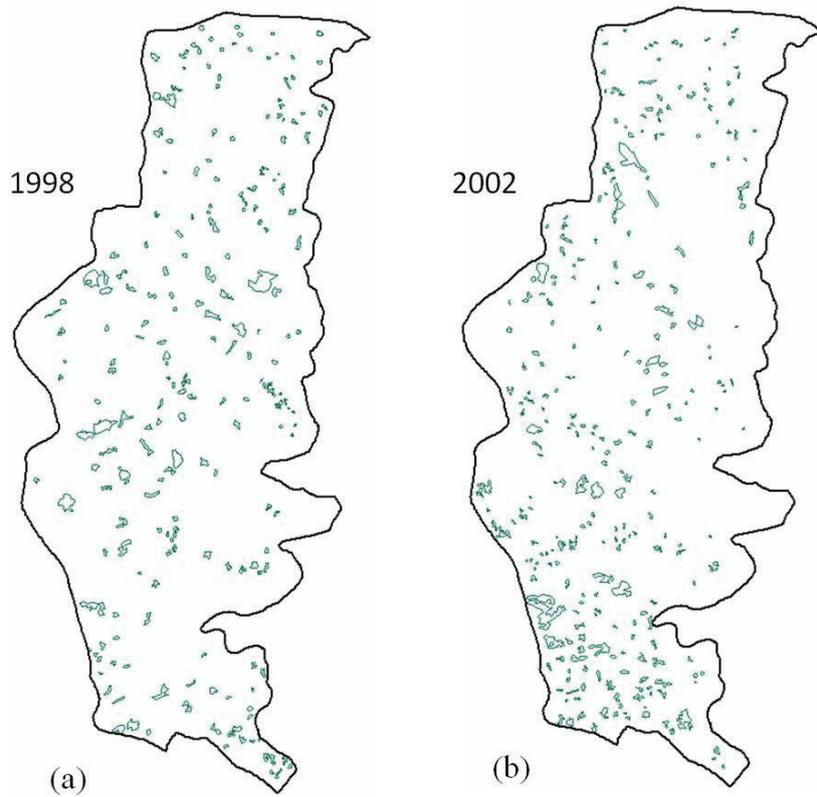


圖 3. (a)為 1998 年林冠孔隙圖，(b)為 2002 年林冠孔隙圖

景區塊(patch)計算每一孔隙的 8 個區塊層級(patch level)指標:a. AREA(面積大小指標)、b. PERIM(周長長度指標)、c. GYRATE(Radius of Gyration ; 延展度指標)、d. PARA (Perimeter-Area Ratio ; 形狀複雜度指標)、e. SHAPE(Shape Index ; 改良形狀指標)、f. FRAC(Fractal Dimension Index ; 碎形維度-不受尺度限定之形狀複雜度指標)、g. CIRCLE(Related Circumscribing Circle ; 評估整體區塊之線性延展度指標) , 以及 h. CONTIG(Contiguity Index ; 評估區塊內像元連接度指標) (McGarigal et al. 2002), 分析兩個年期個別林冠孔隙結構。將 8 個變數(variable)之分析結果建立於孔隙圖之屬性資料表上, 以利於多變數統計相關與因素分析。

(2)因素分析(Factor Analysis)

首先對 1998 年孔隙圖的個別孔隙 8 個區塊地景指標進行變數間的相關分析, 發現 8 個指標間具有高度相關性, 為了縮減變數個數、提升變數的獨立性及瞭解 8 個指標所代表的潛在結構因素, 當作孔隙類型分類的有效獨立變數(Ritters et al. 1995)。以 8 個指標當作輸入變數, 採用主成分分析方法及最大轉軸法的因素分析(林震岩 2007), 最後求得兩個共同因素, 當作孔隙類型聚集分類的有效變數。

(3)兩階段聚集分析(Cluster Analysis)

針對 1998 年林冠孔隙, 結合上個步驟所得 2 個孔隙區塊地景指標共同因素, 此外從天然林冠層孔隙的判釋過程及數化結果, 可得知孔隙的大小、形狀、發生的位置與地形、溪流及道路遠近有關, 因此加上使用地理資訊空間分析方法求得之孔隙距離最近溪流距離、孔隙距離主要道路最近距離、孔隙平均坡度, 以及孔隙平均地形曲率, 共 6 個變數。此 6 個變數綜合考量了孔隙的大小、形狀、延展度及受到溪流或道路干擾距離影響等因子, 6 個變數經相關性分析後, 彼此獨立可當作孔隙類型聚集(或稱集群)分類的有效變數。在聚集分析的方法上, 本研究採用兩階段分類法(林師模、陳苑欽 2002)。首先使用層級式(hierarchical)聚

集分類法的華德法(Ward method)進行第一階段分類, 目的在於依據輸出樹狀圖及凝聚聚集組彼此分離距, 決定可有效分離的組類數目。本研究求得 3 個可分離聚集組。考量層級式聚集分類法觀測值有被凝聚的缺點, 將初次分成的 3 個聚集組 6 個單位不完全相同變數標準化後, 求其個別組類平均值, 將其輸入非層級(nonhierarchical) K-means 變動平均聚集分類法, 當作組類平均值演算的起始值, 以此進行第二階段的聚集分類, 當組類平均值疊代演算收斂時, 可求得較為合理的 3 個孔隙類型聚集組類。經由以上兩階段聚集分類後, 可求得 1998 年 3 個林冠孔隙類型分布圖。

(4)判別分析(Discriminate Analysis)

1998 年兩階段孔隙類型分類結果係依據 6 個有效變數空間進行聚集所得最適聚集分組為基準, 使用多變數判別分析, 可求得區別聚集組的線性分類式(classifiers), 並可用於評估聚集分類的準確度(林師模、陳苑欽 2002)。本研究將 1998 年 3 個類型聚集組類, 依據上述 6 個變數進行判別分析, 求得兩個有效判別函數, 並評估 1998 年孔隙類型聚集分類準確度。最後結合 2002 年孔隙同樣的包含有兩個有效相同主因素之 6 個變數, 使用 1998 兩個判別函數對 2002 年林冠孔隙進行孔隙類型區分, 求得 2002 年 3 個林冠類型孔隙分布圖。

4. 林冠孔隙類型變遷分析

從上述步驟求得 1998 年及 2002 年兩期的林冠孔隙分類圖中, 以 3 個孔隙類型及非孔隙的天然林冠層(當作天然林冠層孔隙地景的基質 matrix), 共 4 個組類為分析標的。針對兩個年期之間孔隙數目、組類面積及面積互相轉移, 建立轉移面積及轉移機率矩陣(Baker 1989, Turner 1990), 依此進行孔隙類型變遷分析與探討。

5. 林冠孔隙分布空間相關分析

對整個研究試區的自然林冠層孔隙地景結構來看, 是由不同大小的分散、不相鄰的孔隙多邊形(區塊)構成。有關空間物件(objects)的空間相關評估, 與物件取樣的距離遠近, 以

及有效取樣距離或範圍大小有關。由於本研究孔隙區塊呈現不相鄰分散式分布，因此要評估區塊間分布的空間相關性 (spatial correlation)，一般是依據每一孔隙的中心位置 (質心位置) 計算孔隙之間的距離、運用點距離空間統計法來分析 (Mitchell 2005)。在進行分析之前可考慮孔隙之間相隔距離大小影響程度 (如距離的倒數或固定距離等)、有效取樣距離法及是否進行標準化等因素，事先建立各個孔隙彼此間距離的空間權重矩陣 (spatial weight matrix) (Wong and Lee 2005)，用於下述各項空間相關統計分析。

(1) 半變異距分析

為求得兩期孔隙全域 (global) 分布的有效空間相關距離，可運用地質統計 (geostatistics) 的克利金 (Kriging) 空間插值法過程中，計算已知點的半變異函數，選用符合的數學模式，建立半變異圖 (semivariogram)，從中可求得半變異距 (range，或稱自相關臨界值)，將其當作已知點間空間相關的有效距離 (尺度) (鄔建國 2007, Chang 2010, Turner 2001)。本研究以兩期孔隙分布位置及其面積當作變數，進行上述半變異距分析，求算之前先針對兩期孔隙不同的分布情況，分析孔隙分布的主要方向，先減除其異向性 (anisotropy) 影響，分別求出個別的半變異距當作空間相關有效距離，以利於以下各項空間統計分析時輸入取樣距離的重要參考依據。

(2) 空間統計分析

空間相關的分析可以透過空間統計方法，用於評估空間物件的分布是屬於聚集 (clustered)、隨機 (random) 或分散 (dispersed) 格局 (pattern)。一般高度聚集稱之為正相關，高度分散 (或規整分散排列) 稱之為高度負相關，可用統計檢定方式評估分布類型顯著程度是其特色 (O'Sullivan and Unwin 2010)。此外空間相關的評估可針對全域 (global) 或局部 (local) 進

行評估。全域模式可評估全區的平均趨勢，局部模式係以每一空間物件為中心評估其與近鄰物件的相關程度，每一物件都可得到評估值。依據分析變數相關程度的類型區分又可分成相似程度模式及熱-冷點 (hot-cold spot) 模式兩類 (王遠飛、何洪林 2002, Wong and Lee 2005, Mitchell 2005)。

本研究對兩期孔隙及各期 3 種孔隙類型，從簡到繁分別依次進行下列空間相關統計分析：a. 平均最近鄰分析 (Average Nearest Neighbor Analysis)、b. 萊氏 K 函數分析 (Ripley's K-function)、c. Moran's I、d. G-statistics (general G-statistics)、e. LISA (local indicators of spatial Association) 及 f. Local G*-statistics。其中 a、b、c、d 屬於全域模式，e、f 屬於局部模式；萊氏 K 函數分析法具有多距離 (multidistance) 檢測空間相關的能力，c、e 屬於相似度模式，d、f 屬於熱冷點模式 (Forman 1999, Chang 2010)。本研究針對兩期之間，不同孔隙類型間之分布格局分析結果及其差異性進行比較。

結果

一、多變數統計分析

1. 因素分析

1998 年個別孔隙 8 個地景指標間的相關分析得知 8 個指標間彼此相關性很高；其中 GYRATE 與 PERIM、PARA 與 SHAPE、FRC 與 SHAPE、CIRCLE 與 FRAC，以及 CONTIG 與 PARA，彼此的相關係數皆達 8.0 以上。將 8 個指標採用主成分分析方法及最大轉軸法的因素分析，進行因素分析，將分析的綜合結果摘要如表 1。1998 年試區內總共有 221 個孔隙，經統計檢驗 KMO (Kaiser Meyer Olkin) = 0.670 大於 0.5 而且 Bartlett 球形檢驗達 0.01 顯著水準，因此適合於進行因素分析。

表 1.8 個指標因素分析結果綜合表

變數	解釋變異量(%)	累積解釋變異量(%)	因素一	因素二	共同性
			區塊延展度	形狀複雜度	
AREA			0.845		0.722
PERIM			0.941		0.898
GYRATE	47.138	47.138	0.883		0.941
PARA			-0.849		0.870
CONTING			0.855		0.870
SHAPE				0.925	0.918
FRAC	39.505	86.642		0.965	0.949
CIRCLE				0.847	0.764
特徵值			3.838	3.094	

KMO=0.670、萃取法：主成分分析、旋轉方式：kaiser 常態化的 Varimax；轉軸收斂於第三次疊代

表 2.6 個變數二階段聚集法 K-Means 分析結果

聚集組 變數名稱	1 (W=113)(K=67)	2 (W=67)(K=102)	3 (W=41)(K=52)	F 檢定
距河流距離	0.763	0.039	-1.060	86.81**
距道路距離	0.484	-0.627	0.607	56.28**
平均坡度	0.183	0.092	-0.415	6.32**
平均曲率	0.144	0.318	-0.810	28.68**
區塊延展因素	0.188	-0.478	0.695	32.78**
形狀複雜度因素	-0.574	0.374	0.007	21.56**

**P<0.01；W：Ward 法聚集組樣本數、K：K-Means 法聚集組樣本數；表列數字為變數的 Z 分數

分析時由於 6 個變數單位並不相同，需行標準化，故分析時以相關矩陣代替共變異數矩陣，先以主成份分析法進行因素萃取，後以 Varimax 法進行因素轉軸。從表 1 得知共萃取兩個特徵值大於 1 的因素，特徵值分別為 3.838 與 3.094，解釋變異量分別為 47.138% 與 39.505%，累積的解釋變異量達 86.642%，表示分析所得兩個主因素能良好的代表原始 8 個變數。

從轉軸後的因素負荷量(factor loadings)可知，因素一(factor 1)可解釋有關孔隙大小與孔隙延展性指標，故將因素一命名為「區塊延展度」因素；因素二(factor 2)可解釋有關區塊的

形狀複雜度指標，故命名為「形狀複雜度」因素。從兩主因素從共同性(commonality)來看，皆可解釋相關指標達 0.72 以上，因此解釋能力佳。

2. 兩階段聚集分析

第一階段分類使用層級式聚集分類法的華德法，依據輸出的樹狀圖及樣本聚集距離差係數，決定有效分類組數為 3 個聚集組。將 3 個聚集組的 6 個分類變數以 Z 分數標準化後，求得 3 個聚集組中心點(組類平均值)，當作第二階段 K-Means 分析起始計算組類中心值，經過 10 次疊代計算後 3 個組類的中心值達到收斂，分析結果如表 2。

從分析結果得知 3 個組類的 6 個變數之間 (表 2)，經 F 檢驗均達到顯著差異。從 3 個聚集組的個別變數中心點的 Z 分數的高低比較，得知第一聚集組距離溪流較遠、坡度較陡、形狀較不複雜(較接近正方或圓形)，因此將本組命名為一般林冠型孔隙。第二聚集組離河流距離較近、面積較小、延展度低，地形曲率及形狀複雜度高於其他兩組，因此將本組命名為沖蝕溝型孔隙。第三聚集組距離道路較遠，平均坡度及地形曲率較平坦，面積及延展性較大，因此將本組命名為崩塌型孔隙。第二階段與第一階段分類結果最明顯的差異在於 3 個聚集組樣本數的變動，其中第一聚集組由第一階段先的 113 個變為 67 個，第二組類由 67 個變為 102 個，第三組類由 41 個變為 52 個。顯見由於分類演算法的不同，可得到最適分類成果。

3. 判別分析

先對 6 個聚集變數進行配對相關分析，6 個變數的 Z 分數兩兩間的相關係數皆低於 0.288，因為變數之間的獨立性高，全部適於當作判別分析的輸入變數。本研究以聚集分析最後所得之 3 個聚集組為基準，採用逐步變數帶入法進行判別變數的篩選，由於彼此間的相關性低，所以 6 個變數全部選入，分析結果如表 4 及表 5。

先經由對數行列式和 Box's M 兩者共同檢定，經檢定結果可接受各組間共變數相等假

設，因此適於進行判別分析。從分析結果得知所得的兩個判別函數的 Wilk's Lambda 值檢定皆顯著，表示兩區別函數的特徵值皆達顯著水準，解釋變異百分比兩函數約各佔一半，分別為 52.9%及 47.1%合計為 100%。從表 4 的標準化判別係數大小，得知個別判別函數對個別變數的解釋程度可達 75%左右。從結構矩陣可知前 5 個變數對第一函數貢獻較大，可依據變數的特性將其命名為「距離與地形」區別函數；形狀複雜度對第二函數具有較大影響力，因此將其命名為「形狀」區別函數。以這兩個判別函數對原孔隙樣本分類結果如表 5，全區分類準確度達 95.5%，可當作本研究兩階段聚集分析結果的準確度。

為了以 1998 年的聚集分類標準，同時能使用 1998 年 3 種孔隙聚集組的兩個有效判別函數，並將 2002 年試區的孔隙分成 3 個孔隙類型組。首先將 2002 年孔隙的 6 個地景指標先行標準化，再依據 1998 年的因素分析結果轉換成兩個主因素得點數，以其當作判別分析採用的兩個獨立變數，再加上標準化後兩個距離及地形變數共 6 個判別變數。接著使用 1998 年兩個典型判別函數係數轉換成判別分數，據此將 2002 年孔隙分為 3 個聚集組。之後取每組中心點值(平均值)帶入 K-Means 聚集分析，分成 3 個新聚集組。最後使用判別分析法評估 3 個最適聚集組全區準確度，準確度可達 95.8%，與 1998 年全區分類準確度相當。

表 3.3 個聚集組 6 個變數判別函數檢定結果

判別函數	特徵值	解釋變異數(%)	標準化典型相關係數	檢定的判別函數	Wilk's Lambda	卡方值顯著性
1	1.43	52.9	0.767	1&2	0.181	368.46**
2	1.275	47.1	0.749	2	0.440	177.08**

**P<0.01

表 4.3 個聚集組 6 個變數判別分析結果

判別變數	標準化判別函數係數		結構矩陣	
	函數 1	函數 2	函數 1	函數 2
距河流距離	0.522	0.769	0.578*	0.499
距道路距離	-0.419	0.593	-0.437*	0.436
平均坡度	0.329	0.770	0.429*	0.016
平均曲率	0.588	0.020	-0.415*	0.206
區塊延展因素	-0.478	0.338	-0.188*	0.077
形狀複雜度因素	0.037	-0.728	0.070	-0.387*

*: 負荷影響力大；函數 1-距離及地形區別函數、函數 2- 形狀區別函數

表 5. 1998 年 3 個孔隙類型以 2 個判別函數分類結果及準確度

隸屬聚集組		預測的各組成員			
		1	2	3	總和
原始的個數	1	65	2	0	67
	2	0	102	0	102
	3	5	3	44	52
百分比(%)	1	97	3	0	100
	2	0	100	0	100
	3	9.6	5.8	84.6	100

95.5%原始組類的樣本已正確分類

二、孔隙變遷分析

兩期孔隙經判別分析，分成 3 個最適孔隙類型組，加上闊葉林基質(matrix)共 4 個組類。組類分布如圖 4 之(a)與(b)，各組孔隙數目及平均孔隙面積詳如表 6。從表 6 得知兩期都以沖蝕溝型孔隙數目最多(佔當期孔隙數的 42%及 48%)，但其平均面積最小；崩塌型孔隙數最少，但其平均面積最大。2002 年 3 個類型的孔隙數目皆多於 1998 年，雖然總孔隙面積比 1998 年增加 460m²，但第 1 類型總面積 2002 年少於 1998 年，其餘兩類型組面積都有增加。值得注意的是，2002 年崩塌型孔隙面積佔所有孔隙面積比率增加很多，沖蝕溝型孔隙面積比率變化較少；2002 年 3 個類型孔

隙平均面積均小於 1998 年的平均孔隙面積。表 7 顯示 1998 年對 2002 年的組類面積及其機率轉移矩陣，從表中可得知 4 個組類間的消長情況。此面積交叉分析表經卡方簡定達極顯著水準，表示兩期組類分組間具有高關聯性。各個組類從 1998 年變遷至 2002 年，情況可從表 7 的轉移矩陣橫向來看。其中 3 個孔隙類型轉移為闊葉林基質的機率都遠大於轉變成其他孔隙類型；由一般冠層孔隙轉為沖蝕溝型孔隙機率大於轉換為崩塌類型，由沖蝕溝類型轉換為一般型及崩塌型機率相當；由崩塌類型轉換為一般孔隙機率為 0，轉為沖蝕溝型機率也很低。

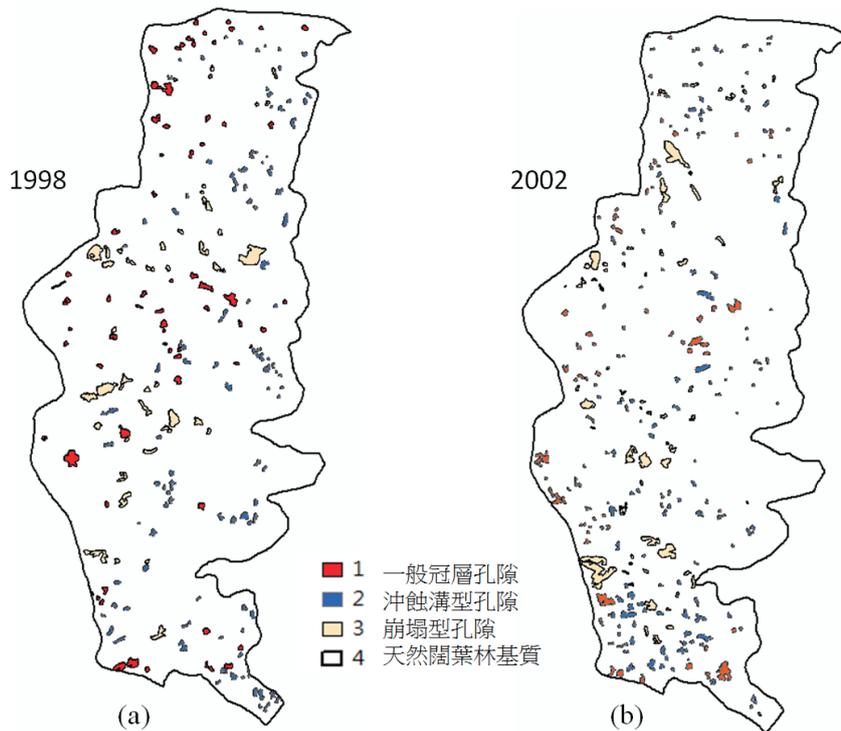


圖 4. (a)為 1998 年林冠孔隙類型圖，(b)為 2002 年林冠孔隙類型圖

表 6. 1998 年及 2002 年孔隙類型組孔隙數及平均面積

組類	孔隙數目		面積總和 m ²		平均面積 m ²	
	1998	2002	1998	2002	1998	2002
1. 一般冠層孔隙	70	84	15223	11271	217.4	134.2
	31.67	29.37	33.23	24.85		
2. 沖蝕溝型孔隙	107	138	12306	12580	115.0	91.2
	42.35	48.25	26.84	27.72		
3. 崩塌型孔隙	44	64	18285	21503	415.6	336.0
	14.91	22.38	39.86	47.36		
4. 天然闊葉林基質	1	1	145820	145866	145820	145866
			3	3	3	3
總計	222	287	150401	150401	207.3	158.6
總計	222	287	150401	150401	207.3	158.6

%為 3 類孔隙數目或面積各佔所有孔隙的百分比

表 7. 1998 年對 2002 年的組類面積及機率轉移矩陣

		2002 年面積 m ² 機率% (=轉移機率×100)					
		組類	1	2	3	4	總和
1998 年面積 機率%	1		1256	956	13	13002	15227
			8.25	6.28	0.09	85.39	100.00
	2		168	880	192	11050	12290
			1.37	7.16	1.56	89.91	100.00
	3		0	136	3350	14786	18272
			0.00	0.74	18.33	80.93	100.00
	4		9853	10619	17938	1419835	1458245
			0.68	0.73	1.23	97.36	100.00
		總和	11277	12591	21493	1458673	1504034
			0.75	0.84	1.43	96.98	100.000

卡方值=2694897.25**: $P<0.01$ ；本表以向量格式 1m×1m 網格計算，故總面積後兩位數略有不同。

表 8. 兩期半變異圖參數與分析結果

年期	孔隙點數	分布主軸方位角	方位搜尋法	近鄰包含點數		匹配數學模式	Nugget	Partial Sill	Range
				滿足	至少				
1998 年	221	6 度	8 方位	16	2	圓形	11650.3	88666.6	296.2m
2002 年	286	5 度	8 方位	16	2	圓形	11650.3	128857.3	154.9m

1998 年測量誤差為 0.00039、2002 年為 0.049

三、空間相關分析

1. 半變異距分析

以兩期個別孔隙區塊的中心位置(點)及其面積當作計量變數，先針對兩期全區的孔隙不同的空間分布狀況，分析全區孔隙分布的主要方向，以一階多項式趨勢面分析法先減除其空間異向性影響，分別求出半變異距。先經測試數個數學模式，最後採用球形數學模式來匹配最適半變異圖及其演算輸入與輸出的各個參數，其中 1998 年求出的半變異距(major range)為 296 m。使用相同參數與方法求得 2002 年的半變

異距為 155 m，兩期分析參數與結果摘要如表 8。因兩期孔隙點數的多寡與分布格局不同，因此所得的半變異距有所差異。在演算過程中可將兩者 Nugget 設定一致，因此單從 Partial

Sill 的大小，可判斷 2002 年的半變異圖能解釋分布結構的變異量要大於 1998 年。從半變異圖分析所得之半變異距可當作兩期孔隙分布空間相關有效距離，在此距離範圍內，孔隙之間具有相關性，超過此範圍無空間相關性，因此可當作以下空間相關統計分析，當作演算時取樣距離或範圍的重要標準參考依據。

2. 全區空間相關統計分析

首先使用平均最近鄰法分析兩期的孔隙空間分布型態，從分析結果得知如果最近鄰比小於 1、屬於聚集型分布，以 Z 分數檢定兩期皆呈現極顯著，表示 1998 年及 2002 年全區孔隙分格局呈現高度聚集型態。由於本方法只考慮觀測點與周圍最近鄰點的距離，無法考量不同距離內其他孔隙與孔隙面積大小的影響。若採用萊氏 K 函數分析法可彌補以上缺點，其

可將孔隙面積大小當作孔隙的權重，並求得不同距離間隔的 L 函數值，依此可繪圖來表示多距離的空間分布趨勢，並能偵測聚集分布型態的有效距離範圍。

本研究的兩期萊氏 K 函數分析，採用可容納試區範圍的最小矩形，以其短邊長一半的距離約 1150 m 當作分析的距離範圍，並以每 50 m 等間隔共 23 個距離區帶(distance bands)，以個別孔隙面積當權重，運用萊氏邊緣修正公式糾正試區處於邊界點的邊際效應(edge effects)，計算其 L 函數值 $L(d)$ 。並將 $L(d)$ 對距離與期望值繪製成趨勢圖如圖 5。從結果得知 1998 年在距離小於 750m 範圍內呈現聚集分布，2002 年在距離小於 650m 範圍內呈現聚集分布。當超過此距離($L(d)$ 與期望值交會點)時， $L(d)$ 與期望值的差呈現負值，此後分布逐漸趨於分散型(Chang 2010)。本項分析所得成果，如同半變異距分析結果，亦將 750 m 及 650 m 當作下述空間相關指標分析時取樣距離的參考。

萊氏 K 函數分析僅適用於多距離的聚集效應分析；但使用全區個別對全區孔隙兩兩配對之間的距離效應來分析空間相關性，最常用的分析方法有 Moran's I 與 G-statistics 全域空間相關分析指標，前者主要用於分析有效距離圍內孔隙面積的相似程度、後者主要分析孔隙面積高低聚集程度；兩種指標均可使用統計檢驗全區孔隙空間分布屬於哪種類型。然而兩種指

標及後續的局部空間相關評估，演算結果會受到孔隙取樣的距離遠近，以及有效取樣距離大小的影響。由於本研究孔隙區塊呈現不相鄰分散式分布，演算時係依據每個孔隙的中心位置計算孔隙彼此之間的距離、類似於空間統計的點模式分析概念。因此在分析之前，採用 a. 距離的倒數當作孔隙距離遠近的影響關係、b. 在距離搜尋方向係一致採用八方位法(Queen method)、並 c. 使用列(row)向量標準化處理，以及 d. 設定有效取樣距離(以半變異距為主要參考)，以之建立孔隙彼此間距離的空間權重矩陣。本研究使用建立好的空間權重矩陣進行空間相關指標分析。

結果顯示從大到小 6 個不同取樣距離分析結果，其中 115m 係依據 1998 年孔隙點數與試區範圍大小計算的內定距離，155 m 為 2002 年的半變異距，296 m 為 1998 年的半變異距，650 m、750 m 分別為 2002 年、1998 年萊氏 K 函數分析所得之有效距離，750 m、1125 m 為延長距離至試區範圍的一半。從空間權重矩陣得知隨著取樣距離加長，近鄰的數目及空間連接百分比皆呈現增加的趨勢，達到 1125 m 時兩期的所有孔隙點幾乎被含括計算。2002 年因有較多的孔隙數且分布較分散，所以在相同取樣距離內，無論平均相鄰點數、空間連接度均比 1998 年高。值得注意的是，雖然取樣距離不同，從 Moran's I 指標及 G-statistics 指標的統計 Z 分數檢定結果，1998

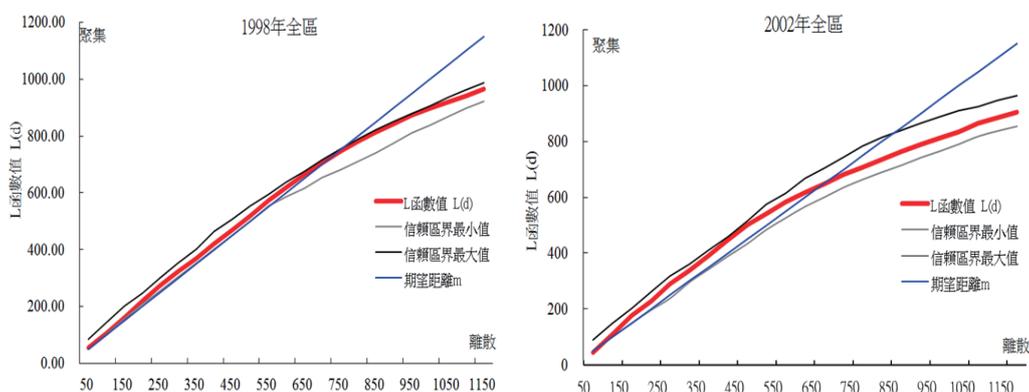


圖 5.左為 1998 年全區 L(d)對距離與期望值趨勢圖，右 2002 年全區 L(d)對距離與期望值趨勢圖

年兩個空間相關指標皆呈極顯著，顯示其孔隙分布屬於高聚集型分布，其距離相近孔隙具有高相似性面積與面積大小之高度聚集特性；相對的 2002 年兩個空間相關指標皆呈不顯著，顯示其孔隙分布屬於隨機分佈，整體而言距離相近孔隙並無高相似性面積，且孔隙面積大小無高或低聚集的特性。

3. 3 個孔隙類型全域空間相關統計分析

將兩期分類成 3 個孔隙類型之個別類型獨立出來，分別用平均最近鄰法分析兩期的 3 個類型的孔隙空間分布型態，結果摘要如表 9。分析結果顯示除了 2002 年之崩塌型孔隙呈現較弱的聚集型分布外，其餘皆呈高度聚集的分布格局。若與不分孔隙類型的兩期平均最近鄰法分析結果比較，不同的是原先 2002 年全區呈現隨機分佈格局，當只針對個別類型分析時，卻呈現聚集型分布；原因在於組類尺度與全區尺度不同，受尺度效應(scale effects)的影響，致分析結果不同。兩期 3 個孔隙類型的萊氏 K 函數分析，分析的方法與全區分析方法相同，計算個別孔隙類型的 $L(d)$ ， $L(d)$ 與期望值的差呈現負值時為該孔隙類型有效聚集分布的距離，將兩期個別孔隙類型發生有效聚集格局的距離摘要於表 9。結果得知 1998 年個別孔隙

類型的有效聚集距離要比原先 1998 年全區不分孔隙類型的 725 m 要長些；2002 年的也比 2002 年全區的 625 m 要長些，顯示兩期的組內聚集呈度要比組間強，也符合聚集分類的原理。此外 1998 年的崩塌型孔隙有較長的聚集有效距離，2002 年則以一般冠層孔隙有較長的聚集有效距離，其餘兩類在同期間及不同期間有效距離相近；而兩期的沖蝕溝型孔隙有一致性的聚集有效距離。

由於上一節 Moran's I 指標及 G-statistics 指標分析結果不受取樣距離的影響，本研究選擇 1998 年的半變異距 296 m 為共通的有效取樣距離，分析兩期 3 個孔隙類型的 Moran's I 指標及 G-statistics 指標的統計，結果摘要如表 9。結果得知只有兩期的沖蝕溝型孔隙具有相似性的高聚集分布格局；只有 2002 年的沖蝕溝型孔隙具有較小面積孔隙的高度聚集的分布，其餘孔隙類型皆呈隨機分佈的格局。組類分析結果與 1998 年全域分析呈現高度聚集，而 2002 年皆為隨機分布不同，可歸因於全區與組類尺度不同所致 (Withers and Meentemeyer 1990, Wu 2004)。

表 9. 兩年期 3 個孔隙類型全域空間相關統計分析摘要表

空間統計方法	分布	1998 年孔隙類型			2002 年孔隙類型		
		組類	1	2	3	1	2
空間權重矩陣							
空間連接 %		18.86	15.27	24.79	16.14	17.95	19.82
平均近鄰數		13.20	16.34	10.91	13.56	24.78	12.69
平均最近鄰							
分布格局		聚集*	高聚集**	聚集*	高聚集**	高聚集**	弱聚集
萊氏 K 函數							
有效聚集距離 m		825	875	1075	975	875	825
Moran's I							
分布格局		隨機	聚集*	隨機	隨機	聚集**	隨機
G-statistics							
分布格局		隨機	隨機	隨機	隨機	聚集*	隨機

Z 分數 * : $P < 0.05$ ** : $P < 0.01$; Moran's I 及 G-statistics 取樣距離採用 296m、萊氏 K 函數轉折點距離取 50m 方格之中間點距離

4. 局部空間相關統計分析

使用局部空間相關分析 LISA(或稱 local Moran's I 指標)及 Local G*-statistics 指標，於有效取樣距離內分析兩期個別孔隙之空間相似性及高或低面積聚集的孔隙位置。分析時除每個孔隙可求得本身的指標值，亦將個別孔隙的統計檢定的標準化 Z 分數也記錄成相對應的屬性，可依據 Z 分數分布的高低分級，以圖層顯示方式得知孔隙面積高度相似區域及其熱或冷區。

由於兩者之全域模式分析結果不受取樣距離的影響，本研究為利於相同基準的比較，以 1998 年的半變異距 296 m 為共通的有效取樣距離，依此求得兩期的 LISA 輸出結果如圖 6。個別孔隙的 Z 分數分成 7 個級數，從最高級(深紅色)孔隙的分布位置可顯示孔隙面積大的孔隙，其近鄰孔隙也是面積較大的孔隙(彼此間相似性高)分布位置；相反的 Z 分數最低級(深藍色)孔隙為孔隙面積大的孔隙，其近鄰圍繞孔隙面積較小的孔隙，彼此間呈現相似性減低情況；一般稱屬於這兩級極端值的空間物件為異常值(outlier)(O'Sullivan and Unwin 2010)。從圖 6 可看到 1998 年孔隙最高級分部位置與 2002 年分布位置不同，1998 年出現在試區的中部、較為分散，而 2002 年多出現在東南部；兩者多屬於崩塌型孔隙。其中 2002 年有較明顯深藍色孤立孔隙。

以 1998 年的半變異距 296m 為共通的有效取樣距離，求得兩期的 Local G*-statistics 結果如圖 7a。個別孔隙的 Z 分數亦可分成 7 個級數，從最高級(深紅色)孔隙的分布位置可顯示孔隙面積大的孔隙，其近鄰孔隙也是面積較大的孔隙(彼此間有高對高的關係)分布位置；相反的 Z 分數最低級(深藍色)孔隙為孔隙面積小的孔隙，其近鄰圍繞孔隙面積較小的孔隙，彼此間呈現或低對低之關係。一般稱這些屬於最高級空間物件分布的位置為熱區；而屬於最低級空間物件分布的位置為冷區。

從圖 7 可看到 1998 年最高級分部位置與 2002 年分布位置不同，1998 年出現在試區的

中部、較為分散；2002 年出現在東南部及西北區，兩者多屬於面積較大的崩塌型孔隙，此外兩期皆未顯示低度聚集的冷區。若與圖 7b 相比較，LISA 分析結果只針對大面積孔隙與其周圍孔隙面積的相似性進行分析，無法得知高度面積或低度面積聚集的孔隙位置，但 Local G*-statistics 可以找出高度聚集及低度聚集的孔隙位置。從圖 7b 之 2002 年分析圖得知，在試區的西北部有些 LISA 分析的相似性低的孔隙分布，另外在 Local G*-statistics 分析則顯示高對高的聚集分布。

討論

要評估從 1998 年的孔隙分布轉移到 2002 年的孔隙分布，由於冠層孔隙的恢復與形成與試驗區域的較大型干擾歷史有關(Turner et al. 2001)。1999 年本區發生 921 大地震，4 年期間也經歷多次颱風的侵襲，但由於本區位於谷地四周有高山環抱，受風災及水災的影響較小，而且遠離 921 大地震的斷層帶，地震的災害受損情形，經林試所災後調查影響不大。

從研究分析結果發現，2002 年 3 個類型的孔隙數皆增加，尤其是 2002 年的崩塌型總面積顯著增加，以及從 3 個孔隙類型的轉移機率矩陣分析，發現 3 類型孔隙之間，一般冠層孔隙的恢復機率大，轉移成崩塌地機率小，比起另外兩類孔隙相對穩定；崩塌型孔隙多由沖蝕溝型孔隙或天然闊葉林基質轉移而來，而且很難恢復成另兩類型孔隙，推測此乃 4 年期間承受以上不同干擾的累積效應所致。

本研究所得兩期孔隙及其闊葉林基質的面積轉移機率矩陣(如表 7)，從非對角線的行列機率值，事實上表達了某一組類轉移成其他 3 個組類的條件機率，因此似乎可以使用馬可夫(Markov)預測方法，以轉移機率矩陣的連續乘積，以無滯後性假設的隨機模式(易丹飛 2001)，預測未來某一年期的 3 類型孔隙面積的變動及其穩定期(轉移機率收斂時)。

指標同時考慮了孔隙的面積及距離，並以距離的倒數當作空間相關的影響程度。在此情況下，因為短距離的孔隙影響力要遠大於較遠距離孔隙的影響力(Mitchell 2005)，經本研究結果不同取樣距離所得空間相關顯著性幾乎相同，所以本研究後續以 1998 年的 296 m 半變異距當作取樣有效距離，依此建立空間權重矩陣。從兩者的計算式的分子得知 Moran's I 係以配對孔隙的變數離均差乘積來決定變數間相似性，G-statistic 則以配對孔隙的變數直接乘積來分離高對高與低對低的聚集。此外與 Moran's I 指標功能相當的另一指標 Geary's C，因為 Geary's C 可用 Moran's I 指標經數學轉換(Wong and Lee 2005)，事實上兩者是重覆的，所以本研究只以 Moran's I 指標當作空間相似性聚集檢定；以 G-statistics 當作空間熱區(高對高)及冷區(低對低)聚集檢定。

局部空間相關 LISA 指標及 Local G*-statistics 指標，能於有效取樣距離內分析兩期個別孔隙面積之空間相似性及高或低面積聚集的孔隙分布位置。此兩局部指標目前廣泛的被應用於空間統計分析，在於說明全域的 Moran's I 及 G-statistics 指標雖可檢驗整個試區孔隙或孔隙組類的空間相關性，但也由於空間相關性在整個試區範圍內並非均值呈現，具有空間異質性(spatial heterogeneity)，而此兩個局部指標恰可彌補其全域指標的不足(Wong and Lee 2005, 王遠飛、何洪林 2002)。

本研究的天然林冠層孔隙由於面積小，分布在地形起伏的山區，須能觀察孔隙疏開的底層覆被狀況，方能決定冠層孔隙的位置與邊界。若使用一般 1:2500 的正射數位航照圖很難觀測完全，而需使用專業高階的數位影像工作站及相關軟體系統，配合有經驗的人員，透過航照像片對建立立體模型，進行干擾類型孔隙判釋，方能達成；因此在使用多期航照製圖上，較為耗時且多工。對於後續要使用知識背景不同的人員進行判釋工作，若無事先對判釋標準進行練、規範與檢核，要產生相同標準的冠層孔隙地理資訊圖層，可能會有不便性及客

觀性的問題。然而，本文的作者在判釋林冠孔隙前，已針對試區狀況有所瞭解，並依一定的準則(如圖 2)進行判釋。有關判釋法則是否可以傳承或標準化，以目前遙測技術的發展，可以結合物件導向的影像分類系統，將影像分類的認知法則與判釋經驗，以法則庫架構建構知識庫；是本文後續研究可以改良的方向。

結論與展望

本研究以 1998 年及 2002 年兩期天然闊葉林冠層數位航照立體判釋林冠孔隙分布主題圖，應用一個整合了孔隙結構地景指標、相關、因素、兩階段聚集及判別分析的多變數統計分析程序，先求得 1998 年 3 個最適孔隙類型聚集組類，再以判別分析法求出能區別此 3 個聚集組有效判別函數。後以 1998 年孔隙判別函數為基準，在相同分類標準下，將 2002 年林冠孔隙區分成同樣的 3 個最適孔隙類型組類，兩期的聚級分類最適分類結果，經判別函數分析結果，兩期分類準確度皆達 95% 以上。透過研究區域的干擾歷史與不同孔隙類型的空間相關分布，可解釋 3 個孔隙類型與天然闊葉林基質之間在 4 年期間的相互轉移及恢復情況

本研究在兩期天然闊葉林冠層孔隙類型空間相關分析方面，採用與取樣距離有關的 6 種空間相關統計分析方法，以建立半變異圖法所得的半變異距當作 6 個分析方法之最佳共同取樣距離；針對兩期孔隙的全域、組類及局部尺度，進行綜合分析及方法比較。研究結果發現不同空間統計方法，依其演算方法從簡單到複雜，會導致空間相關分析結果相當的差異；此外以同樣方法在地景層次及組類層次的分析結果也受到尺度效應的影響，所得分析結果也有所不同。空間統計方法優於地景指標，在於空間統計方法可以使用計量變數(quantitative variable)，並能以統計檢定方式判定空間相關分布格局的顯著性(鄔建國 2007)。使用局部的空間相關分析模式，可以

地理資訊圖層顯示孔隙空間相似性與高低聚集的位置，亦可解決空間相關分布格局本身具有空間異質性的問題，多尺度的空間相關分析方法為未來值得研究的領域。

空間相關分布及其分布的異質性，在實際的地理空間無所不在，因而讓傳統的統計分析要求分析樣本須符合常態分布且互相獨立的假設置礙難行，往往會影響正確空間模式的建立。空間相關統計分析可適用於檢驗空間樣本是否具有高度的空間相關性甚至異質性，可供空間取樣調查時的參考，而且有利於建立諸如空間加權迴歸等預測模式。分散且不相鄰接的冠層孔隙在本研究的空間統計分析方法上，實際上是以孔隙質心點的位置來計算，因此與大型的植物生態永久樣區(Chang et al. 2010)的個別樹種空間分布格局或大尺度的植群分布模式相通，因此皆可應用本研究的統計分析方法(Miller et al. 2007)，也是值得後續研究的領域。

引用文獻

- 王遠飛、何洪林(編著)。2002。空間數據分析方法。科學出版社:北京。243 頁。
- 林師模、陳苑欽。2003。多變量統計-管理上得應用。雙葉書廊有限公司:台北。388 頁。
- 林震岩(編著)。2007。多變量分析:SPSS 的操作與應用。智勝文化事業有限公司:台北。728 頁。
- 易丹飛(編著)。2001。統計預測-方法與應用。中國統計出版社:北京。305 頁。
- 鄔建國。2007。景觀生態學-格局、過程、尺度與等級(第二版)。高等教育出版社:北京。266 頁。
- Baker WL. 1989. A review of models of landscape change. *Landscape Ecology*. 2(2):111-133.
- Canham CD. 1988. Growth and canopy architecture of shade-tolerance trees: response to canopy gaps. *Ecology* 786-795.
- Chang KT. 2010. Introduction to Geographic Information Systems (international Fifth Ed.). Singapore: McGraw-Hill Education (Asia). 448p.
- Chang LW, JL Hwang, ST Chiu, HH Wang, KC Tang, HY Chang and CF Hsieh. 2010. Species composition, size-class structure and diversity of the Lienhauachih forest dynamics plot in a subtropical evergreen broad-leaved forest in central Taiwan. *Taiwan Journal of Forest Science* 25(1):81-95.
- Forman MJ. 1999. Spatial statistics in landscape ecology. In JM Klopatek and RH Gardner (Eds.) *Landscape Ecological Analysis Issues and Applications*. New York :Springer-Verlag pp.253-279.
- Franklin SE. 2001. Remote Sensing for Sustainable Forest Management. New York: CRC Press LLC. 407p.
- Grubb PJ. 1977. The maintenance of species-richness in plant communities: The importance of the regeneration niche. *Biological Reviews* 52:107-145.
- McGarigal K, SA Cushman, MC Neel, and E Ene. 2002. FRAGSTATS: Spatial Pattern Analysis Program for Categorical Maps. Computer software program produced by the authors at the University of Massachusetts, Amherst. Available at the following site: <http://www.umass.edu/landeco/research/fragstats/fragstats.html>
- Miller J, J Franklin and R Aspinall. 2007. Incorporating spatial dependence in predictive vegetation models. *Ecological Modeling* 202: 225-242.
- Mitchell A. 2005. *The ESRI Guide to GIS Analysis –Volume 2: Spatial Measurements & Statistics*. New York: ESRI Press. 238p.
- O’Sullivan D and DJ Unwin. 2010. *Geographic Information Analysis* (2nd Ed.). New Jersey: John Wiley & Sons. 405 p.
- Pickett ST, PS White (Eds.) 1985. *The Ecology of Natural Disturbance and Patch dynamics*. Academic Press Inc. New York. 468 p.
- Ritters KH, H Kurt, RV O’Neill, CT Hunsaker, JD Wickham, DH Yankee, SP Timmins, KB Jones and BL Jackson. 1995. A factor analysis of landscape pattern and structure metrics. *Landscape Ecology* 10(1):23-29.
- Smith TM and RL Smith. 2009. *Elements of Ecology* (Pearson International 7th Ed.). San Francisco: Person Education. 649 p.
- Turner MG, RH Gardner and RV O’Neill. 2001. *Landscape ecology in theory and practice*,

- pattern and process*. New York: Springer-Verlag. 401 p.
- Turner MG. 1990. Spatial and temporal analysis of landscape patterns. *Landscape Ecology* 4(1):21-30.
- Withers MA and V Meentemeyer. 1999. Concepts of scale in landscape ecology. In JM Klopatek and RH Gardner (Eds.) *Landscape Ecological Analysis Issues and Applications*. New York :Springer-Verlag pp.205-252.
- Wong DWS and J Lee. 2005. *Statistical analysis of geographic information-with ArcView GIS and ArcGIS*. New Jersey: John Wiley & Sons. 441p.
- Wu J. 2004. Effects of changing scale on landscape pattern analysis: Scaling relations. *Landscape Ecology* 19(2):125-138.