

應用 GIS 和邏輯思複迴歸於卡氏櫛潛在生育地之推測

羅南璋¹ 許浩銓² 黃凱易³

卡氏櫛種子為動物的重要食物來源之一，故其在生態體系上具顯著之意義和價值，似更甚於過往所具之經濟價值。大多數研究將地理資訊系統 (Geographic Information System, GIS) 結合統計應用在瀕危珍稀動植物生育地之模擬，反而少有用在廣泛分布的植物上，所以本研究選擇卡氏櫛為探討對象，以瞭解 GIS 方法的適用性。本研究以 GIS 與統計整合分析卡氏櫛於海拔、坡度、坡向及坡面位置等四項地文因子之空間分布特性，並評估四因子對其生育地之相對重要性。研究目標係以這四因子建立邏輯思複迴歸 (Logistic Multiple Regression, LMR)、等權、非等權三種模式，用以推測惠蓀林場試區卡氏櫛之潛在生育地，並比較三者的推測準確度與執行效率，從而決定最佳模式。準確度評估結果顯示三者準確度皆在 89% 以上，其中 LMR 模式最優，非等權居次，而等權殿後。LMR 模式的效率遠優於等權和非等權，而後兩者皆耗時費力。若僅就準確度評估結果來看，三模式皆可用在廣泛型分布卡氏櫛潛在生育地之推測，惟因驗模與建模樣本都來自同一區位難免有空間自相關影響之顧慮，加上驗模組樣本數尚非充足，故此論點仍待再驗證。因此，後續研究將使用來自不同區位之獨立樣本執行驗證，以確認模式之可靠性。

【關鍵字】：地理資訊系統、邏輯思複迴歸、等權模式、非等權卡方模式、潛在生育地。

Application of GIS and Logistic Multiple Regression (LMR) to Predict the Potential Habitat of *Castanopsis carlesii*

Nan-Jang Lo¹ How-Chuan Shu² Kai-Yi Huang³

Long-leaf chinkapin (*Castanopsis carlesii*) has its significance and value in the ecological system, and its value in ecology seems more important than its economic value in the past because the seeds of the tree species are one of the important food sources for the animal. Most studies have applied GIS combined with statistical techniques to model the habitat of the endangered rare species of either plants or animals, whereas a limited number of studies have done the same work on the common, widely distributed tree species. Therefore, long-leaf chinkapin was chosen as a target for the study to understand the applicability of the GIS methods. The study examined the spatial distribution characteristics of the species on the four topographic factors, including elevation, slope, aspect, and terrain

-
1. 國立中興大學 森林學系博士班研究生暨實驗林管處技士
Graduate Student for Ph. D. of Dept. of Forestry and Specialist of Experimental Forest Office, NCHU.
 2. 國立中興大學 森林學系 碩士
Master, Department of Forestry, National Chung-Hsing University.
 3. 國立中興大學 森林學系 教授 (通訊作者)
Professor, Department of Forestry, NCHU. (Corresponding author)

position, as well as assessed their relative importance to the chinkapin's habitat. The research objective was to build logistic multiple regression (LMR) model, equal weight model, and unequal weight model for predicting the potential habitat of the species in the Huisun study area, and to determine the best one in terms of accuracy and efficiency. Accuracy assessment results indicated that the accuracies of the three models are over 89%, and the LMR model is the best one among them and equal weight model is the last. Furthermore, the LMR is the most efficient in implementation, and the other two models are difficult to implement and thus are labor-intensive, time-consuming. Hence, the three models are suitable for predicting the potential habitat of widely distributed chinkapins in terms of model's accuracy. However, the conclusion needs to be reconfirmed because of spatial autocorrelation probably existing between the sample sets chosen from the same area and insufficient samples for model validation. Thus model validation shall be done with independent samples chosen from the different plots far away from the sample plots for model development in the same study area in follow-up studies so that the reliability of model can be confirmed.

【Key words】: Geographic Information System (GIS), Logistic Multiple Regression (LMR), Equal Weight Model, Unequal Weight Model, Potential Habitat.

一、前言

森林生態學係在探討植群與周遭環境因子之間的關係。植群與環境因子之間，具複雜之互動關係，且各因子之間亦因交互及補償作用而彼此相互影響，故生育地係當地各種因子綜合作用所形成之特有環境(蘇鴻傑，1987)。植群生育地因子通常分為氣候、土壤、地文及生物等四項因子(劉崇瑞、蘇鴻傑，1983)。一般森林生態學所作植群研究，多為局部地區之植物社會，其緯度相差有限，故可視為在一均質氣候區內。按 Kellman (1980) 環境層級系統觀念，植群變化應由低層次的直接作用因子局部氣候(如日照、降水及氣溫等)及土壤加以分析探究。但是這些因子的資料通常由數目極有限之測站或測點獲得，故難以呈現微觀尺度之差異，同時若要在區內廣泛而密集設站或採樣並長期監測，在人力、財力和技術上殊為困難。

儘管如此，一般植群分析均採用地文因子對局部氣候進行間接評估，乃因局部氣候之差異係由海拔、坡度、坡向及地形位置等地文因子所引起(蘇鴻傑，1987)。這些間接作用因子可借航遙測技術產生網格(或面)型之地形統計面資料層，通常不需空間內插即可直接為 GIS 所運用。相對的，氣候和土壤因子需以有限測點之點型資料，經由空間內插推估成為面型資料之後，方可為 GIS 運用。更重要的是，由於植群生育地因子眾多，所有的因子資料層無法一步到位，因此須採分批到位，以 GIS 逐次模擬篩選，易到位者先納入模式篩選，大幅縮小調查範圍，使原本難到位者(如氣候及土壤)轉難為易，再納入模式反覆篩選推測，終可精確推測其適生育地，此即 GIS 之優勢所在(羅南璋等，2007)。

卡氏槲 (*Castanopsis carlesii*)，樹形高大直立，樹幹表皮具有縱向的淺溝裂，產於中國海南、兩廣、福建等省份及台灣，海拔分布範圍約在 2,000–2,400 m (劉業經等，1994)。在南投縣中興大學惠蓀林場區域中，位於北東眼山及山字基石山之山頂附近平台之卡氏槲生長地，其直射光及全天光空域為 100%，土層深厚含石率低、適潤、偏酸性之處 (羅南璋，1992)。根據惠蓀林場人員長期觀察經驗得知，卡氏槲的種子可作為鳥獸的重要食物來源之一，故其在生態體系上具有其顯著之意義和價值，似更甚於其過往所具之經濟價值。本研究於惠蓀林場東峰流域內以全球定位系統 (Global Positioning System, GPS) 現地調查卡氏槲的樣木，除了一般所知卡氏槲為廣泛型分布樹種之外，調查發現卡氏槲多分布在較寬闊平坦稜線上或稜線兩側內凹之平台上，從山腰以降至山谷較陰暗濕潤處幾乎見不到其蹤跡，即使有出現其樹形之生長遠不如其生長在稜線上者。國內外大多數研究將 GIS 結合統計應用在數量極少 (瀕危珍稀) 動植物生育地之模擬，反而少有應用在廣泛分布的一般植物上，所以本研究選擇卡氏槲為探討對象，以瞭解 GIS 方法的適用性。

Jensen *et al.* (1992) 以 GIS 疊合多種資料層，建立等權模式，預測水庫內睡蓮 (*Cattails*) 與香蒲 (*Waterlilies*) 水生植物的空間分布，以建立湖濱水域管理計畫。所採模式雖可預測水生植物未來的空間分布，惟因各環境變數採等權處理，其推測水生植物空間分布面積過於保守，有明顯低估之疑，故於後續研究採用邏輯思複迴歸 (Logistic Multiple Regression, LMR，按：亦有譯為羅吉斯、羅輯斯諦或推理)，由迴歸係數決定環境變數之權重，可改善模式預測能力。Sperduto and Congalton (1996) 應用 GIS 整合不同層資料，建立等權模式與非等權模式，推測一種稀有蘭花之潛在生育地。其研究指出非等權模式推測準確度高於等權模式，乃因等權模式要求全部或大部份棲地因子條件必須同時發生 (Co-occurrence) 某一位置上，故大幅限縮潛在生育地之範圍。因此，將所有的棲地因子均等處置為偏離實際之假設。不過，非等權模式的各因子的權重與這兩種模式疊合圖層分級仍需採試誤法來決定，不免耗時費力。

Pereira and Itami (1991) 以 GIS 搭配 LMR 建立紅松鼠棲地推測模式，以預測紅松鼠出現與否之機率。LMR 模式由棲地因人為開發之損失面積可有效預測鼠口的變動。同等重要的是 LMR 模式之迴歸係數可呈現各因子的權重，不需採試誤法來決定，省時省力。Narumalani *et al.* (1997) 延續上述 Jensen *et al.* (1992) 之研究，以 GIS 結合統計建立 LMR 模式，推測睡蓮與香蒲水生植物空間分布，準確率可達 86%，確證 LMR 模式可有效模擬水生植物的空間分布。Bian and West (1997) 結合統計和 GIS 建立 LMR 模式，推算草原環境下麋鹿產仔地空間分布之機率。該研究根據 LMR 迴歸係數高低確認生物物理變數及人為變數會顯著影響麋鹿產仔地空間分布。LMR 模式之推測準確率達 82% 以上，足證 LMR 模式於麋鹿產仔地空間分布模擬之效用。Felicisimo *et al.* (2002) 應用 GIS 模擬西班牙北部六種林型之潛在分布，俾利於設定人工造林標準，期能達成降低林地破裂態及維護物種多樣性之目標。該研究採空間分析方法與 LMR 建立推測模式，可有效繪製潛在植群圖，以提供森林管理規劃之用，但該研究

未驗證潛在植群圖的推測準確度。Gross *et al.* (2002) 相當成功的使用 GIS 與 LMR 統計推測位於美國 Colorado 州近 Evans 山處的山羊適生育地。O'Brien *et al.* (2005) 以 LMR 及分類迴歸樹 (Classification And Regression Tree, CART) 於 GIS 內建立地景層次模式 (Landscape-level Models)，推測美國西南部及墨西哥地區珍稀瀕危叉角羚 (Sonoran Pronghorn) 潛在生育地，以作為新族群移居地。LMR 模式採的分類準確度為 60%，而 CART 模式準確度略優於 LMR 模式。但兩種模式因均尚未納入潛在生育地品質相關變數如擾動和開發、道路障礙、水與食物，故仍需再評估並據以改善模式推測能力。

上列引用文獻除了 O'Brien *et al.* (2005) 及 Sperduto and Congalton (1996) 論文使用兩種統計模式並比較其優缺點之外，其餘引用文獻都只使用單一統計模式，欠缺比較基準，因此本研究採用邏輯思複迴歸 (LMR) 模式與另兩種常用之等權和非等權模式相互比較，俾能瞭解三者於卡氏楮潛在生育地推測之優劣所在。本研究現階段以 GIS 與統計整合分析卡氏楮於海拔、坡度、坡向及坡面位置之空間分布特性，並評估四項因子對其生育地之相對重要性。本研究之目標係以這四項地文因子 (環境變數) 經由 GIS 與統計結合惠蓀林場東峰流域之卡氏楮樣本，建立邏輯思複迴歸、等權、非等權三種模式，用以推測惠蓀林場卡氏楮之潛在生育地，並比較三者的推測準確度與執行效率，從而決定最佳模式。後續研究將於第一階段模擬篩選，大幅縮減地面調查範圍之後，再分階段逐步納入需經空間內插的氣候及土壤因子等資料層，期能更完整的探討卡氏楮生育地的影響因子，從而改善模式之推測正確率。

二、研究區域

本研究區係位於南投縣的中興大學惠蓀林場，座標為東經 $121^{\circ}1' - 121^{\circ}8'$ ，北緯 $24^{\circ}2' - 24^{\circ}6'$ 之間，屬南投縣仁愛鄉行政區。惠蓀林場包含關刀流域和東峰流域，前者位於惠蓀林場之西側，而後者位於東側，東峰流域為本研究定位調查卡氏楮樣本之核心區，但卡氏楮潛在生育地之建模推估與驗模則涵蓋整個惠蓀林場地區。東峰流域位於霧社西北方 5 公里處，屬於烏溪 (大肚溪) 之北港溪集水區，面積總計 2,061 公頃，北以北港溪為界，緊鄰東勢林區管理處八仙山事業區，東至北東眼山、南至南東眼山與南投林區管理處埔里事業區相鄰，西至有勝山與惠蓀林場關刀溪集水區交接處 (羅南璋，1992)，如圖 1 所示。

三、材料與方法

(一) 研究材料

1. 數值高程模型

數值高程模型 (Digital Elevation Model, DEM) 資料係用以建立海拔、坡度、坡向等地文因子圖層，而坡面位置則是計算每一網格點至最近稜線與最近谷線之歐幾里得距離 (Euclidean Distance) 並求出該網格點之相對位置比例所產生 (Skidmore, 1990)。

坡面位置圖層係取自謝立忻等 (2005) 所建立，其像元大小為 5 m × 5 m，作為模式套疊分析之用，而對於統計模式而言，則是作為自變項的資料來源。

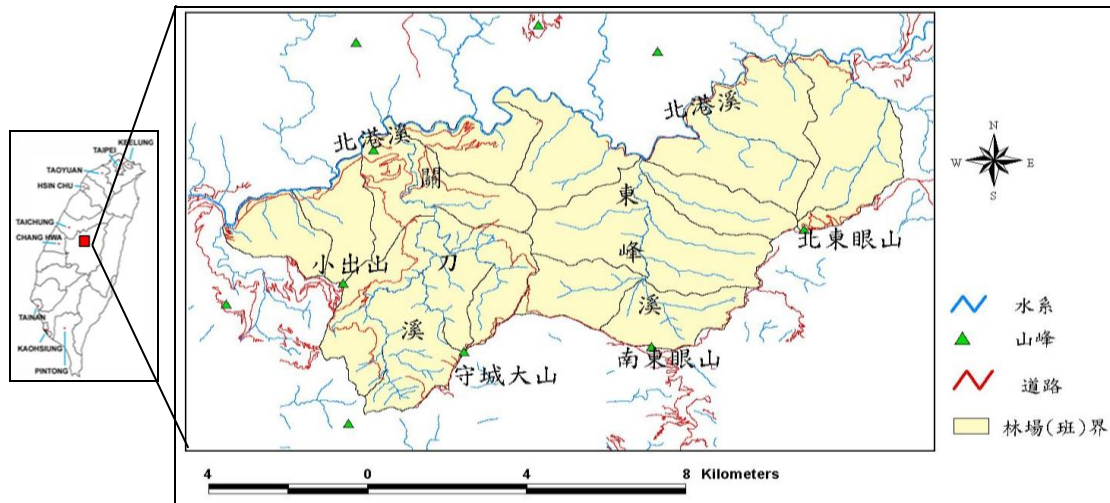


圖 1. 惠蓀林場研究區位置圖

Fig. 1. Location map of the study area of the Huisun Experimental Forest Station.

2. 像片基本圖

本研究將試區內所涵蓋 1/10,000 像片基本圖 (屬航遙測資料) 內之稜谷線數化及建檔，然後將其圖檔用於坡面位置之求導與圖層建立 (謝立忻等，2005)，而像片基本圖也用於卡氏櫛現場比對調查。

(二) 研究方法

研究方法分為四個主要步驟，茲將其分述如下，而流程圖如圖 2 所示。

1. 資料蒐集

資料蒐集項目包括：數值地形模型 (Digital Terrain Model, DTM) 圖層檔 (含海拔、坡度、坡向、坡面位置)、像片基本圖 (1/10,000) 及卡氏櫛樣木資料。本研究使用 GPS 搭配雷射槍測繪系統赴現場調查獲得樣本資料 (共 114 棵分屬 86 個小區塊)，其中每一小區塊包含四個像元，而區塊數與樣木株數不同乃因有少許樣本落在同一像元所導致。GPS 採後續差分定位，樣木位置之二維平均定位誤差在 1 m 以內。樣木分布如圖 3 所示，紅色斑點或斑塊為卡氏櫛樣木，皆分布於稜線上。

2. 資料處理與分析

2.1 將 GPS 定位卡氏櫛樣木資料檔轉換為 ArcGIS 所能讀取的圖層資料。

2.2 等權與非等權模式於 GIS 圖層疊合需使用分級資料，因此將四個地文因子資料層概括化分為八級 (或可分為 4、6、12、16 級)，而未分級之原始資料層則供 LMR 模式使用。

2.3 將卡氏櫛樣木資料層、四個地文因子的原始資料層與分級資料層 (共九層) 疊合為 GIS 資料庫，供接續取樣分析之用。

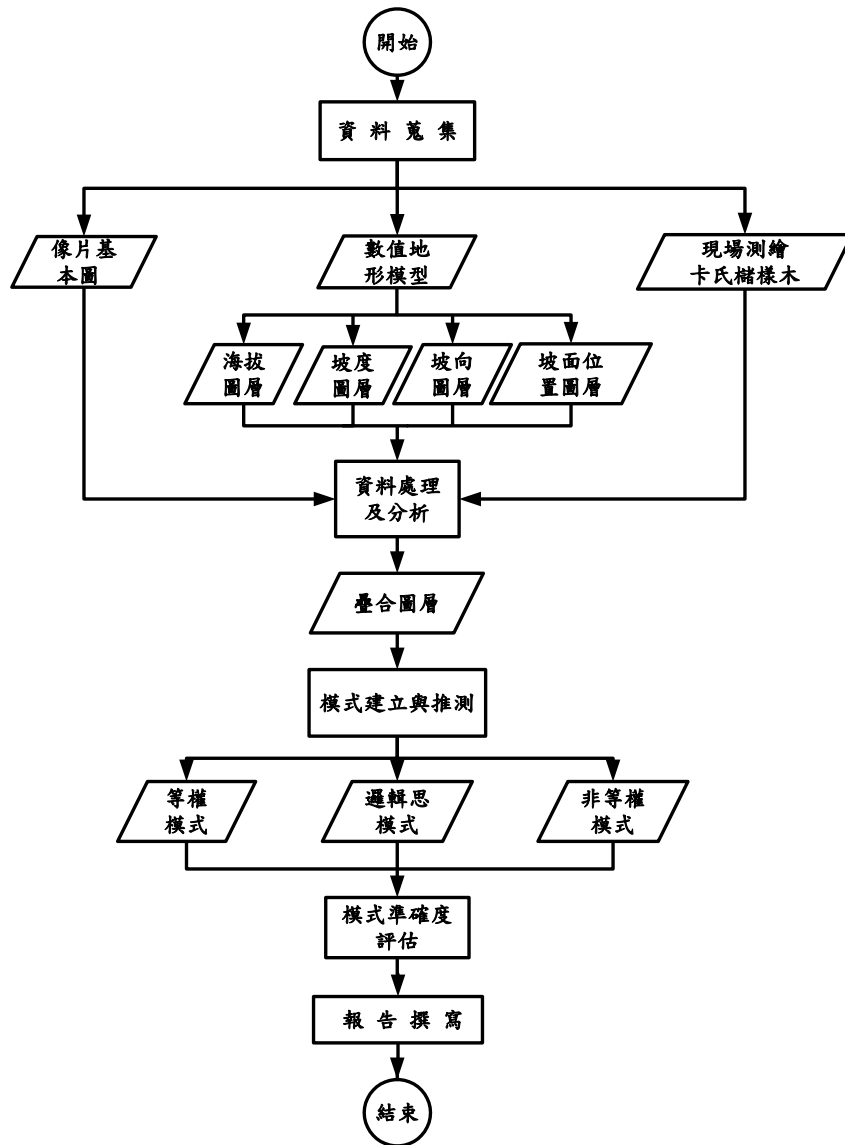


圖 2. 本研究之流程圖

Fig. 2. The flowchart of the study.

2.4 將卡氏櫛樣木所在像元及其鄰近三個像元加以標示，並切取出來作為區塊樣本。總樣本數之中的 2/3 作為模式建立用之訓練樣本，其餘的 1/3 作為模式驗證用之檢核樣本。為獲取卡氏櫛之背景圖層，可以將全區的圖層減去前面所切取出來的卡氏櫛區塊的圖層。然後分別計算卡氏櫛區塊及其背景在四個地文因子之統計值及在各等級上之分布，同時繪製其在四個地文因子之累計頻率曲線圖。

2.5 非等權模式各因子所配權重不等，本研究以四個因子卡方檢定值大小作為配重依據。以背景樣本對卡氏櫛主體樣本三倍的比例選取其背景樣本，採行分散分布隨機取樣。檢測值之大小可概略呈現各因子對卡氏櫛生育地之相對重要性 (Sperduto and Congalton, 1996)。有關比例同質性卡方檢定詳見 Siegel and Castellan (1988)、林清山 (1994)、顏月珠 (1993) 等書。

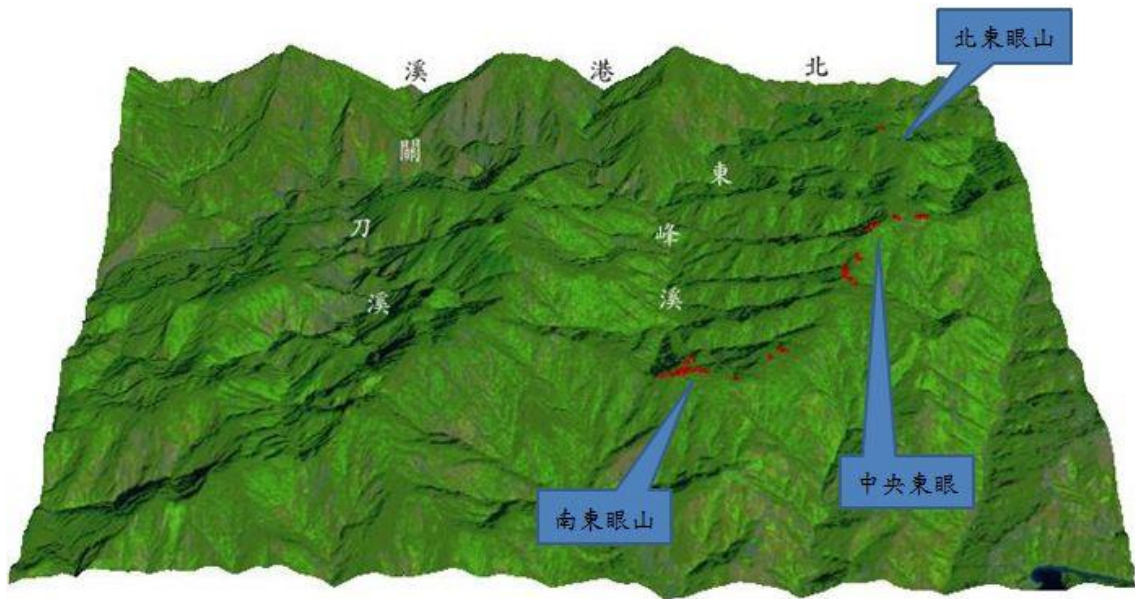


圖 3. 卡氏槲樣本於研究區分布之三維透視圖

Fig. 3. Perspective-viewing map showing the distribution of the chinkapin samples in the study area.

3. 模式建立與推測

3.1 等權模式

等權模式是各因子圖層給予相同權重，並以簡單疊合程序將同一位置各像元之分數加總求和。各因子圖層每一像元分數是依據卡氏槲樣木落於各級次數多寡給定。分布次數最多之等級給定 2 分，次多者給 1 分，無次數者則配予 0 分。將疊合後之總分依最高與最低者差距分成優、中、劣三級，優、中級認定為適生育地，而劣級為非適生育地，惟在優級區內出現目標樹種的機率會高於中級區。各級界限之決定需藉由頻繁之試誤調整找出推測正確率最高者。若每個因子共同出現於最佳等級範圍內，即為最佳潛在生育地 (李旻旻, 1998)。等權模式的建立與目標樹種潛在生育地推測圖層產生可藉由 ERDAS Imagine 軟體中之 Spatial Modeler 來完成。

3.2 非等權模式

非等權模式是將各因子圖層給予大小不同之權重，旨在提高某些因子於模式之影響力，同時降低另一些因子的影響力，以接近實際環境之運作。本研究是根據各因子卡方檢定值分別與其中最小者相比產生連比值，連比值即為權重，而卡方檢定值最小者之權重為 1。各因子之比例同質性卡方檢定已敘述於前面步驟 2.5。各因子圖層每一像元分數之給定與等權模式相同，如上所述。非等權模式仍然採與等權模式相同的簡單疊合程序，惟同一位置上各因子像元之分數加總求和之前需先乘上所配權重，再逐層執行加總求和。將疊合後之總分依最高與最低者差距分成優、中、劣三級，其餘步驟皆與等權模式相同。同樣的，各級上下界限仍然得採試誤法加以調整，找出最高推測準確度者。非等權模式各因子權重可藉由 Excel (或 SPSS) 軟體完成各因子卡方檢定並計算其連比值求得，而模式的建立與目標樹種潛在生育地推測圖層產生可藉由 ERDAS Imagine 軟體中之 Spatial Modeler 來完成。

3.3 邏輯思複迴歸模式

邏輯思複迴歸 (LMR) 模式的應變數為類別型態 (存在或不存在)，而獨立變數可為類別型或數值型。LMR 模式之應變數是採二元資料 (0 或 1) 記錄的，其應變數對自變數的反應結果是呈 S 形曲線而非直線關係，比較接近生物對環境的反應，故較適合建立模式 (李培芬，2000)。LMR 主要的優點是不須符合線性迴歸的兩個假設：應變數必須為常態分布、應變數與自變數之間為線性關係 (王保進，2004)。LMR 公式如下所示：

假設某樹種在樣區中之分布情形，若存在者記為 1，而不存在者記為 0，有 h 個樣本像元，假設 Y 為應變數， $x_1 \cdots x_n$ 為自變數， q_h 為第 h 個樣本像元為生育地的機率，因此

$$P(Y_h=1) = q_h = \frac{\exp(B_0 + B_1x_1 + \dots + B_nx_n)}{1 + \exp(B_0 + B_1x_1 + \dots + B_nx_n)} \dots\dots\dots (1)$$

，其中 B_0, B_1, \dots, B_n 為未知係數通常以最大概似法加以估計，並採 Newton-Raephson 疊代法求解 (Freeman, 1987)。 $B_0 + B_1x_1 + \dots + B_nx_n$ 項乃由統計軟體 SPSS 自動疊代產生迴歸式，自變數是否納入迴歸式視其影響力之大小並經由軟體統計檢測決定。各自變數 (環境因子) 迴歸係數的大小可顯示其對生育地的相對重要性 (Jensen *et al.*, 1992; Narumalani *et al.*, 1997; Bian and West, 1997)。將迴歸式代入式子 (1) 可求得研究區域中任一位置出現某樹種之機率，再與門檻值比較確認該位置是否為適 (潛在) 生育地。本研究是以卡氏櫛出現於某一位置 (像元) 與否為應變數，而海拔、坡度、坡向及坡面位置等因子為 LMR 模式中的自變數。某一位置出現目標樹種之機率在 0.0 - 1.0 之間，通常以 0.5 為出現與否之門檻，出現之機率要等於或大於 0.5，不出現之機率小於 0.5。惟可經簡易測試後酌量調整 (例如 0.4、0.45、0.55 或 0.6)，找出整體推測正確率達最高之反轉點 (Cut-off Point)，並於出現與否 (優與劣級) 之間可加設一個中級。LMR 迴歸式的可藉由 SPSS 軟體運算獲得，並將迴歸式代入 ERDAS Imagine 軟體中之 Spatial Modeler，從而產生目標樹種潛在生育地之推測圖層。

4. 模式準確度評估

模式準確度評估是將推測結果與實際情況相互比較，並計算兩相符合之正確百分比率，其中應包含整體正確率、目標主體推測正確率、背景推測正確率。惟因採全區逐格做像元對像元之比對殊為不可能，故採抽樣方式兩兩比對。由全區抽取樣本除須符合統計取樣原則外，所選總樣本通常分為建模用之訓練樣本與驗模用之檢核樣本兩組 (已敘述於步驟 2.4)，再分別實施模式準確度評估，此方法普遍應用在多光譜遙測影像分類之準確度評估，旨在避免建模樣本自身評估所隱含之偏頗與降低外插之可能風險 (Jensen, 1996; Lillesand *et al.*, 2004)。

不論以建模樣本或驗模樣本執行準確度評估，均需計算目標主體與背景之推測正確率。因目標主體在整個研究區相對佔甚小之比例，而背景相對佔極大之比例，為使

背景具有代表性，且需考量所選取樣本可能含有未調查到之目標樹種（尤其是廣泛分布型樹種），故背景樣本數量應為主體者之三倍以上，而其過程是將疊合圖層扣除目標樹種區塊之後隨機選取背景樣本。建模組與驗模組之準確度評估所採步驟大致相同，惟兩組之背景樣本數目不同應各自選取分別使用，而兩組執行自動化程度明顯有別。SPSS 統計軟體 LMR 模組具準確度評估功能，建模組於輸入樣本建立模式之時一併完成準確度評估。但驗模組的準確度評估自動化程度較低，得藉由 Excel 統計試算軟體將驗模組樣本代入公式中計算，求出每一樣本的機率並依門檻值分類，再將分類結果與樣本之主體、背景進行比對，方可求出驗模組推測正確率。

四、結果與討論

4.1 卡氏櫛空間分布特性之統計分析

表 1 所示是惠蓀林場全區及卡氏櫛樣本在海拔、坡度、坡向之描述統計值。本研究區內卡氏櫛的海拔分布範圍約在 2,000 m 上下，與全區平均海拔 1,262 m 相較，其分布落在本區海拔之上端部分，與傳統調查之海拔分布 2,000 – 2,400 m 相較，差距不大。值得強調的是卡氏櫛分布所在平均坡度 13° 遠低於全區平均坡度 34°，顯示其偏好生長在較平緩坡面上，特別是在較寬闊平坦的稜線上。由現場觀察得知，卡氏櫛生長環境相當優渥，日照強而甚少遮蔭，具較厚之土層，可保持養分與水分，惟於此環境下物種間之競爭性亦強，然卡氏櫛因生長較快，得以生存。

表 1. 卡氏櫛及全區於三個地文因子之統計值

Table 1. Statistics of the three topographic factors for the chinkapin and entire study area.

統計值	全區			卡氏櫛		
	海拔(m)	坡度(°)	坡向(°)	海拔(m)	坡度(°)	坡向(°)
平均值	1262	34	186	1910	13	216
眾數	994	37	127	2096	12	274
最大值	2418	89	—	2097	33	—
最小值	416	0	—	1718	1	—

本研究將四個地文因子分成八級，供等權與非等權模式使用。分級數需同時考量四個因子於試區分布特性和卡氏櫛樣本數之多寡，並無剛性標準可供依循，多以經驗並採試誤法決定，此即等權與非等權模式缺點所在。因本研究採集 86 個卡氏櫛樣本區塊，實非充裕，若分級在 16 級以上，落於各級的平均樣本數約有五個似嫌過少；又若採分四或六級，因級數過少，無法顯現四個因子的空間分布特性，故採 8 – 12 級較為適當。本研究選擇分八級，各因子八級之級距與級序如表 2 所列。

表 2. 四個地文因子的八級對照表

Table 2. Look-up table of class number and class interval for the four topographic factors.

級數	海拔 (m)	坡度 (°)	坡向 (°)	坡面位置
1	416–668	0–11°	337.5–22.5°	北向 山谷
2	669–917	12–22°	22.5–67.5°	東北向 近山谷
3	918–1167	23–33°	67.5–112.5°	東向 中下坡
4	1168–1417	34–44°	112.5–157.5°	東南向 中坡偏下
5	1418–1667	45–55°	157.5–202.5°	南向 中坡偏上
6	1668–1917	56–66°	202.5–247.5°	西南向 中上坡
7	1918–2167	67–77°	247.5–292.5°	西向 近山嶺
8	2168–2418	78–89°	292.5–337.5°	西北向 山嶺

圖 4 為四種因子之卡氏櫛主體與背景樣本所繪製成累計頻率圖，顯示卡氏櫛於海拔分布主要在第 7、8 級，2,000 m 上下；其坡度多落在較平緩之第 1–2 級，即在 12° (眾數) 之上下；其坡向分布八級皆有，雖略有差異，但偏好不顯著；其坡面位置則多落在第 6–8 級，中上坡至山嶺位置。此外，圖 4 中兩條 S 型曲線之間錯開距離越遠，表示此樹種之分布與該因子之關係越高，故此四因子與卡氏櫛分布之相關性以海拔最高，坡度與坡面位置並列，最低者是坡向因子。

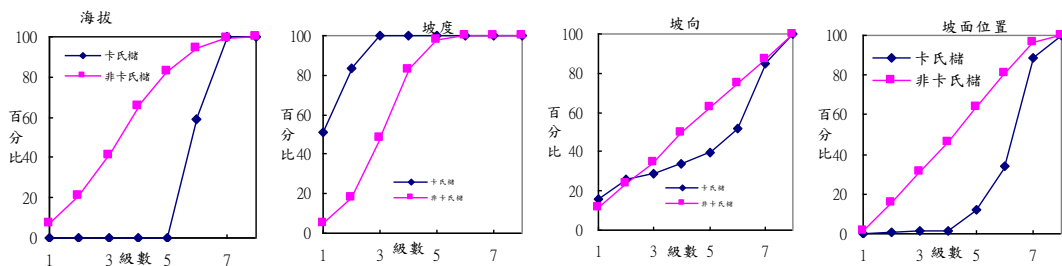


圖 4. 卡氏櫛於四個地文因子之累計頻率圖

Fig. 4. Cumulative percentage graphs of the four topographic factors for the chinkapin.

4.2 卡氏櫛潛在生育地之推測

4.2.1 等權模式

等權模式根據卡氏櫛樣本區塊於各級分布所配置之分數，如表 3 所示。依此規則配予分數，並將四個因子圖層疊合分數加總求和後，再分為成優中劣三個等級。圖 5 顯示三種模式推測的結果，紅色代表優級潛在生育地，綠色為中級區，而藍色為劣級區，其中圖 5 (A) 為等權模式推測結果。等權模式推測卡氏櫛潛在生育地於三級區所含像元數和所佔百分比如表 5 所示。等權模式推測的結果是經過試誤法調整三級界限後所得之改善結果。它們是藉由犧牲少許主體正確率換取大幅提升之背景正確率，同時提升整體正確率。惟背景正確率之提升有一定限度，當背景正確率提升幅度趨於平緩時整體正確率便開始下降，藉此找出最高整體正確率。

表 3. 卡氏槲於四個地文因子的八級配分表

Table 3. The score assigned to eight classes on four topographic factors for the chinkapin.

級數	海拔分數	坡度分數	坡向分數	坡面位置分數
1	0	2	2	0
2	0	1	1	1
3	0	1	0	1
4	0	0	0	0
5	0	0	1	1
6	2	0	1	2
7	1	0	2	2
8	0	0	2	1

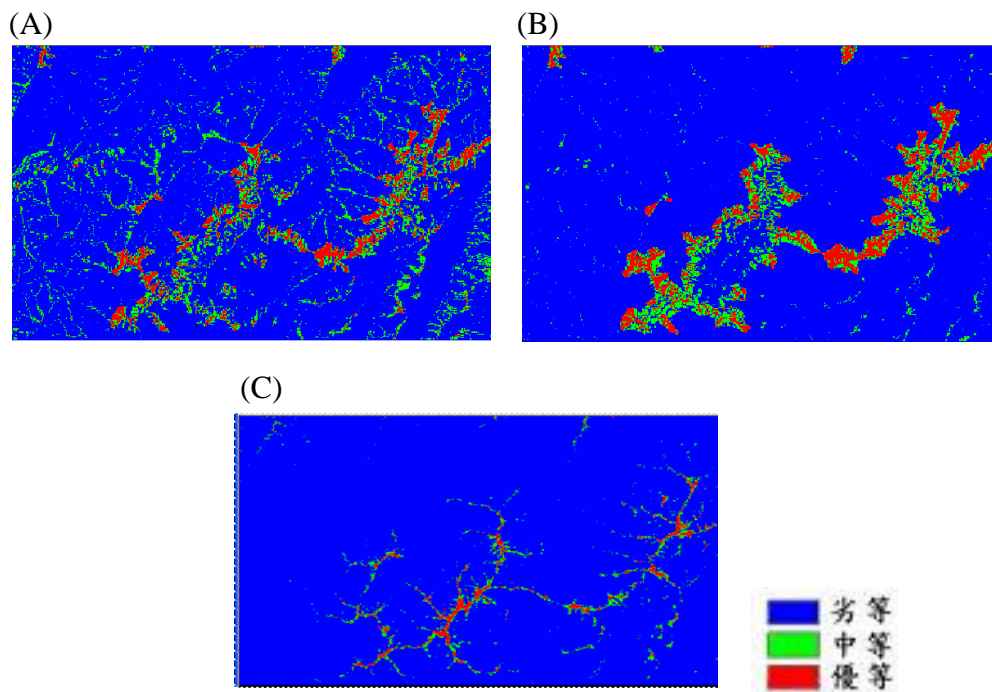


圖 5. 三種模式推測卡氏槲之潛在生育地圖：(A) 等權；(B) 非等權；(C) 邏輯思。
Fig. 5. The maps of the chinkapin potential habitat generated from three predictive models of: (A) equal weight model, (B) unequal weight model, and (C) logistic multiple regression model.

4.2.2 非等權模式

非等權模式建立前必須先對各因子分別執行卡方檢定，求算出卡方檢測值並配予各因子作為權重。表 4 所示係計算卡氏槲樣本 (344 個像元) 與其三組隨機背景平均 (1, 032 個像元) 之統計檢測值。卡氏槲於四個因子上分布之 χ^2 檢測值皆大於查表值，且其值之大小與該因子對此樹種的影響高低有密切關係。四個因子對於卡氏槲相對重要性，依序為海拔，坡度居次，坡面位置名列第三，最後則是坡向。此統計檢測所獲排序可驗證由圖 4 累計頻率圖所判讀的結果，兩者排序一致。由此可

知，海拔因子對於卡氏櫛之空間分布有決定性的影響。

表 4. 卡氏櫛於四個地文因子的 χ^2 檢測結果及其權重

Table 4. Results of χ^2 tests and weights of four topographic factors for the chinkapin.

地文因子	χ^2 檢測值 ¹				
	第一組	第二組	第三組	平均	權重
海拔	785.37	790.60	601.71	786.11	6
坡度	579.63	643.08	394.61	608.14	5
坡向	122.17	114.30	132.54	123.01	1
坡面位置	421.03	404.18	429.76	362.84	3

¹ χ^2 檢測查表值 (df = 7, p = 0.001, $\chi^2 = 24.322$)

經由卡方檢定求出各因子權重後，分別乘上其所對應圖層上各像元的分數，再疊合加總，其推測結果如圖 5 (B) 所示。優、中、劣三級界限是經重新調整分配而成，調整方式與等權模式相同，皆是經反覆測試找出最高推測正確率。非等權模式推測卡氏櫛潛在生育地於三級區所含像元數和所佔百分比如表 5 所示。

4.2.3 邏輯思複迴歸

卡氏櫛樣本資料經統計軟體 SPSS 產生之邏輯思複迴歸式，如下面式子 (2) 所示。該模式之 Cox and Snell R^2 達 0.59, Nagelkerke R^2 達 0.88, 兩種 R^2 皆大於 0.5, 表示模式中之因子對於生育地與非生育地兩群間變異的解釋至少超過一半，這情形可視為達顯著水準 (Hair *et al.*, 2006)。將式 (2) 代入式 (1) 轉換為機率之函數，即可求出輸入之網格為生育地之機率。

$$Y = -15.862 + 0.006X_{\text{海拔}} - 0.175X_{\text{坡度}} + 0.002X_{\text{坡向}} + 1.199X_{\text{坡面位置}} \dots\dots\dots(2)$$

迴歸式中的迴歸係數經指數化後 (即 Exp (迴歸係數) -1), 其大小可表示該因子對於目標樹種的相對重要性, 正或負號代表該因子與目標樹種生育地具正或負之影響關係 (Hair *et al.*, 2006)。各因子指數化迴歸係數之大小所顯示因子相對重要性之排序與先前卡方檢定的結果不盡相同, 此處海拔不再是最重要的因子, 落居第三, 並由坡面位置取代, 而相同的是坡向仍為影響力最小的因子。

整體正確率之反轉點經過上下酌量移動測試, 找出反轉點為 0.4 時具最高整體正確率 (96.7%), 其推測結果如圖 5 (C) 所示。LMR 模式推測卡氏櫛潛在生育地於三級區所含像元數和所佔百分比如表 5 所示。表中藍色之劣級區域幾乎佔去全區的 97%, 紅色之優級區域只佔全區的 1%。LMR 模式計算出生育地與非生育地門檻後, 理論上應該只有紅色之優級 (生育地) 與藍色之劣級 (非生育地) 兩部分, 但為了顯示中間過渡地帶而將非生育地部分之機率對等分成兩等分, 上半部分列為綠色之中級區。

4.3 模式之準確度評估

表 5 結合圖 5 顯示三種模式所推測卡氏櫛潛在生育地於優、中、劣三級之分

布。LMR 模式於優、中兩級所佔比例遠小於非等權及等權模式者，而另一方面前者於劣級所佔比例遠大於後兩者。此點說明 LMR 模式嚴格限制優、中兩級並將整區之大部分推測至劣級區內，而等權與非等權模式雖經反覆調整其三級之界限，兩者於優、中兩級合佔比例仍然超過 10% 以上，尤其是等權模式更甚於非等權模式。非等權模式因四個地文因子具大小不同之權重，將縮減之中級比例大部分移轉至劣級區內，而小部分移轉至優級區內，因此非等權模式優級區的比例大於等權模式者。

表 5. 三模式推測卡氏槲潛生育地圖之分布統計

Table 5. The distribution on the three grades of the chinkapin potential habitat maps from three predictive models.

等級	等權		非等權		邏輯思	
	像元數	%	像元數	%	像元數	%
優	335381	4	405279	5	107043	1
中	757671	10	496103	6	185013	2
劣	6670916	86	6862568	89	7471912	97
合計	7763968	100	7763968	100	7763968	100

表 6 是卡氏槲三種推測模式分別以建模及驗模樣本所作準確度評估的結果。不論是建模或驗模組，LMR 模式整體正確率最高，非等權模式居次，而等權模式最低。LMR 模式整體正確率高出後兩者約 5-8%，而非等權者又高於等權者約 1-3%。其次就生育地(主體)來看，三種模式於建模組生育地推測正確率幾近相等，然而 LMR 模式在驗模組生育地推測正確率略低於另兩模式約 1-3%。但就非生育地(背景)來看，LMR 模式在建模組非生育地推測正確率高於另二者約 8-10%，在驗模組同樣的高於另二者約 8-12%。由此可見，等權模式與非等權模式推測誤差主要是發生在非生育地誤授為生育地，乃因這兩模式之優級界限較低或級距較寬所致(見表 5)。相對的，LMR 模式優級門檻較高，致使其生育地推測正確率而反略微低於另兩模式者。不過要特別注意的是主體卡氏槲數量遠低於背景數量，佔整區甚小比例，因此除了要求模式有較高整體正確率之外，因主體與背景推測正確率之間會牽連互動，也需兼顧這兩者，勿讓其差距過大。如表 6 所示，LMR 模式於兩者之推測正確率幾無差距，然而等權和非等權模式於兩者之推測正確率相差約 8-14%。

LMR 不僅具有高推測正確率之優點，而且模式易於建構和驗證自動化程度高，惟建模與驗模的準確度評估仍需分開處理，此點已說明於研究方法第 4 步驟。相對的，非等權模式之建構是最耗時費力，卡方檢定得先於 Excel 中試算並求出權重，模式之驗證步驟更是繁瑣(加權疊合圖層需逐次試誤調整分級界限後再驗證)。雖然其方法不難瞭解，但由於模式自動化程度低，故執行起來備感困難。等權模式之驗證步驟與非等權模式同樣不易執行(等權疊合圖層需逐次試誤調整分級界限後再驗證)，但其最大的優點為方法簡單易懂。等權與非等權模式的圖層疊合是採用簡單算術方法；相對的，LMR 模式是採多變量統計方法，能更精確描繪

推測出零星而廣泛散布的生育地。LMR 模式的自變項為數值性變項，依變項為類別性變項，而卡方檢定之自變項是類別性變項，因此其分級之運算方式無法使用在 LMR 模式上。因為等權與非等權均使用分級資料，分級資料已失去原始資料所有之若干特性，多少影響模式推測之準確度。

表 6. 三模式於卡氏槲潛在生育地之推測準確度

Table 6. The accuracies with the three models for predicting the potential habitat of the chinkapin.

		預測值								
		等權模式			非等權模式			邏輯思迴歸模式		
觀察值	建模組	非生育地	生育地	正確率(%)	非生育地	生育地	正確率(%)	非生育地	生育地	正確率(%)
		非生育地	628	92	87.2	639	81	88.8	224	7
	生育地	8	232	96.7	6	234	97.5	3	74	96.1
	整體正確率(%)	89.6			90.9			96.7		
觀察值	驗模組	非生育地	生育地	正確率(%)	非生育地	生育地	正確率(%)	非生育地	生育地	正確率(%)
	非生育地	267	45	85.6	279	33	89.4	110	3	97.3
	生育地	1	103	99.0	0	104	100	1	36	97.3
	整體正確率(%)	88.9			93.0			97.3		

本研究所採三種模式納入四個地文因子推測卡氏槲潛在生育地，均能獲得 89 – 97 % 之整體推測正確率，可以說是相當成功。惟本研究對目前結果持保留與存疑態度，乃因建模與驗模兩套樣本皆取自東峰溪右側稜線（從北東眼山至南東眼山，如圖 1 與圖 2 所示），所採樣本難免受到空間自相關 (Spatial Autocorrelation) 影響之疑慮，致使推測正確率可能偏高。雖所採卡氏槲樣木在空間上並非緊密相鄰，但因空間上都來自同一區位，多少都有可能。將圖 5 推測結果與圖 1 和圖 2 比對，卡氏槲優級潛在生育地（紅色）也出現在東峰溪左側（即關刀溪右側）有勝山之稜線上，並延伸至關刀溪右側守城大山，甚至到關刀溪左側的小出山。為能確認本研究推測結果之可靠性，證明其未受樣本空間自相關之影響，後續研究有必要從這些空間區位選取獨立樣本驗證模式，惟這些區位地形險阻加上自九二一大地震與接續之地震和颱風侵襲毀損步道，使赴現場採樣定位備感艱困。

五、結論與建議

本研究以 GIS 結合統計分析搭配現場觀測來評估卡氏槲在四個地文因子之空間分布特性，發現卡氏槲確有明顯傾向生長在較平緩的坡面上，尤其是在較為寬闊平坦的稜線上。卡氏槲生長環境相當優渥，日照充足而少遮蔭，土壤層較厚，能保存養分與水分，不易流失，惟此環境下物種間之競爭性相對也較強，然因卡氏槲為陽性樹種，恃其生長迅速，得以生存。

模式準確度評估結果顯示邏輯思迴歸 (LMR) 模式於卡氏槲潛在生育地之推測表現最優，非等權居次，而等權落居第三。再細究三種模式的主體與背景推

測正確率，LMR 模式主體推測正確率與另二模式之差距微小，但在背景推測正確率明顯高於另二模式。此點對於主體（生育地）數量遠少於背景（非生育地）數量的狀況極為重要，因等權與非等權主要推測誤差即發生在非生育地誤授為生育地，導致兩者之整體推測正確率顯著下跌。其次，非等權模式線性組合的各因子權重高低不等，從而改善等權模式各生育地因子須共同發生限縮優級區之缺失，故非等權優於等權者。再就模式建構、執行與驗證效率來看，LMR 模式的效率優於等權和非等權模式，而後兩者皆耗時費力，事倍功半，難以達成優質推測。若僅就準確度評估結果來看，三種模式皆可用在廣泛型分布樹種如卡氏槭潛在生育地之推測，惟因驗模與建模樣本都來自同一區位難免有空間自相關影響之顧慮，加上驗模組樣本數尚非充足，故此結論仍待深入驗證。因此，後續研究將使用來自不同區位之獨立樣本進行驗證，以確認模式之可靠性。

資料完整性，特別是大縮尺現場調查或實測資料，一直是科學研究難以突破的瓶頸，但期望不同尺度資料全數一步到位，殊為不可能。因此，採分批到位，以 GIS 模式逐步篩選，大幅縮小範圍，將耗時費力的實地調查（如土壤採樣）集中在篩選出之高潛力區，將可節省地面調查所需的各項資源，使潛在生育地推測轉為可行。

參考文獻

- 王保進 (2004) 多變量分析：套裝程式與資料分析。高等教育出版社 第 438 頁。
- 李旻旻 (1998) 協合遙測與數值地型模型於台灣冷杉生育地之模擬。國立中興大學森林研究所碩士論文。
- 李培芬 (2000) 以遙測和 GIS 探討臺灣地區之脊椎動物多樣性(I)。行政院農委會。
- 林清山 (1994) 心理教育統計學。東華書局初版四刷。第 275-292 頁。
- 劉崇瑞、蘇鴻傑 (1983) 森林植物生態學。臺灣商務印書館。第 462 頁
- 劉業經、呂福原、歐辰雄 (1994) 台灣樹木誌。國立中興大學農學院 第 303 及第 440 頁。
- 謝立忻、羅南璋、黃凱易 (2005) 應用 3S 地球空間技術於植群空間分布型態之探討。林業研究季刊 27 (4): 37 – 46。
- 顏月珠 (1993) 現代統計學。三民書局 初版 第 363 頁。
- 蘇鴻傑 (1987) 森林生育地因子及其定量評估。台灣省林業試驗所研究報告季刊 20(1): 1 – 14。
- 羅南璋 (1992) 惠蓀實驗林場東峰溪集水區植群分析。國立中興大學森林研究所碩士論文。
- 羅南璋、許浩銓、黃凱易 (2007) 分類迴歸樹與邏輯思複迴歸協同 GIS 模擬惠蓀林場木荷之潛在生育地。中華林學會 96 年度學術論文發表會，2007 年 10 月 18 – 19 日，台北市中國文化大學。第 263 – 273 頁。
- Bian, L. and E. West (1997) GIS Modeling of elk calving habitat in a prairie environment with statistics. Photogrammetric Engineering & Remote Sensing 63

- (2): 161 – 167.
- Bourg, N. A., W. J. Mcshea and D. E. Gill (2005) Putting a CART before search: successful habitat prediction for a rare forest herb. *Ecology* 86 (10): 2793 – 2804.
- Felicisimo, A. M., E. Frances, J. M. Fernandez, A. Gonzalez-Diez, and J. Varas (2002) Modeling the potential distribution of forests with a GIS, *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing* 68 (5): 455 – 461.
- Freeman, D. H. Jr. (1987) *Applied Categorical Data Analysis*. Marcel Dekker Inc. p.237 – 274.
- Gross, J. E., M. C. Kneeland, D. F. Reed, and R. M. Reich (2002) GIS-based habitat models for mountain goats, *Journal of Mammalogy* 83 (1): 218 – 228.
- Hair, Joseph F., Jr., W. C. Black, B. J. Babin, R. E. Anderson, R. L. Tatham (2006) *Multivariate Data Analysis*. Pearson Education, International. p. 374.
- Jensen, J. R. (1996) *Introductory Digital Image Processing — A Remote Sensing Perspective*, Prentice Hall, Inc., New Jersey.
- Jensen, J. R., S. Narumalani, O. Weatherbee, and K. S. Morris Jr. (1992) Predictive modeling of cattail and waterlily distribution in a South Carolina Reservoir using GIS, *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing* 58 (11): 1561 – 1568.
- Kellman, M. C. (1980) *Plant Geography* Methuen Co. Ltd. London pp. 60 – 61.
- Lillesand, T. M., R. W. Kiefer, J. W. Chipman (2004) *Remote Sensing and Image Interpretation*, 5th Edition, John Wiley & Sons, Inc., New York.
- Loucks, O. L. (1962) Ordinating Forest Communities by Means of Environmental Scalars and Photosociological Indices *Ecol. Monogr.* 32: 137 – 166.
- Narumalani, S., J. R. Jensen, J. D. Althausen, S. Burkhalter, and H. E. Mackey Jr. (1997) Aquatic macrophyte modeling using GIS and logistic multiple regression, *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing* 63 (1): 41– 49.
- O'brien, C. S., S. S. Rosenstock, J. J. Hervert, J. L. Bright, and S. R. Boe (2005) Landscape-level models of potential habitat for Sonoran pronghorn, *Wildlife Society Bulletin* 33 (1): 24 – 34.
- Pereira, J. M. C. and R. M. Itami (1991) GIS-Based habitat modeling using logistic multiple regression: a study of the Mt. Graham red squirrel. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing* 57 (11): 1475 – 1486.
- Siegel, S. and N. J. Castellan, Jr. (1988) *Non-parametric Statistics for the Behavioral Sciences*. McGraw-Hill Book Company. p.111–167.
- Skidmore, A. K. (1990) Terrain position as mapped from a grided digital elevation model. *Int. J. of Geographical Information Systems*. 4 (1): 33 – 49.
- Sperduto, M. B. and R. G. Congalton (1996) Predicting rare orchid (small whorled *Pogonia*) habitat using GIS. *Photogrammetric Engineering & Remote Sensing* 62 (11): 1269 – 1279.