

應用航測資料與數學模式監測民墾地變遷之研究

吳治達¹ 鄭祈全²

摘要

森林地景變遷監測之目的在掌握過去及現在地景結構的變化過程，並進一步推估未來演變趨勢，以提供森林經營管理之依據。本研究應用航測技術製作 1971 與 1998 年之土地利用類型圖，量化與人為干擾有關之 Shannon 多樣性指數分析蓮華池試驗林地景結構的變遷情形，並以 Shannon 多樣性指數 t 檢定法，評估 1971 年及 1998 年二期間民墾干擾程度之差異，最後整合 Markov 鏈模式與二項式 logit 迴歸之分析結果，預測未來地景變遷模擬民墾地發生之空間分佈情形，進而探討民墾地干擾對未來地景之影響效應。由研究結果可知，二期 Shannon 多樣性指數雖有差異，但其地景變遷在 5% 顯著水準時，均未達顯著差異；至於在使用 Markov 模式預測 2052 年、2106 年及 2160 年之地景變遷，則發現民墾地面積由 1971 年的 0.39% 和 1998 年的 3.39%，增加為民國 2052 年的 7.85%、2106 年的 12.08% 和 2160 年的 16.09%，明顯呈現上升趨勢；應用二項式 Logit 模式分析民墾地發生之空間分佈結果顯示，民墾地的發生與海拔高、坡度、及距民墾地、道路和河流的距離均有密切關係，其中以距民墾地和距道路的遠近最有相關。最後整合兩模式的結果以模擬未來民墾地之空間分佈結果指出，民墾地之分佈確實有逐漸擴張之趨勢，並且其干擾程度已達統計上之顯著水準。綜合以上研究結果可知，整合 Markov 鏈模式和二項式 logit 迴歸分析，預測未來之地景變遷和模擬民墾地發生之空間分佈情形，確實為一有效、可行的方法，此外，Shannon 多樣性指數之 t 測驗檢定亦可用以監測和評估民墾地干擾對未來地景之影響效應，因此，本研究所得結果可提供蓮華池試驗林經營管理之參考。

關鍵字：Markov 模式，Logit 模式，地景變遷，民墾地，空間分佈

1. 前言

森林生態系經營(Forest ecosystem management)和永續林業(Sustainable forestry)的觀念在國內外林業界已日漸受到重視，因此整合地景生態學與森林經營以監測地景結構和變遷的相關研究，已成為新世紀林業的重要研究課題。

森林地景變遷監測包括了地景結構分析、地景變遷分析以及干擾效應評估三部分；在地景結構分析方面，過去因缺乏有力的分析工具致使相關研究結果受到了限制，但近年來，地理資訊系統技術的進步提供了良好的空間分析及展示功能，解決大尺

度空間分析的問題，同時，配合量化地景指數測定生態系之大小、形狀、類別及分佈等空間資訊，更能進一步表現出空間異質性的動態變化，因此應用地理資訊系統技術量化與計算地景結構指數，已成為當前地景結構分析研究之主要方法，在國外之相關研究方面，Reed et al.(1996a)利用遙測及地理資訊系統技術，並配合地景指數來量化懷俄明州東南部國有林地地區，於 1950 年及 1993 年間因道路開闢所造成的地景破碎化情形；Saunders et al.(2002)根據主要地景基質的不同，將北美五大湖地區劃分為 8 個不同的地景單元體，並使用地景組成及地景排列等指數，來量化道路開闢與否對地景結構產生的影

¹ 國立台灣大學森林環境暨資源學系碩士

² 中國文化大學景觀學系教授

響；鄭祈全(1999)以林業試驗所六龜生態經營區為試區，應用地理資訊系統及地景結構指數來探討在含基質與不含基質二種情況下，砍伐森林、林道開闢與兩者之綜合作用等干擾因子對森林地景結構之影響。

在地景變遷分析方面，有關變遷之特性通常可從兩個面向來探討，一為地景變遷面積預測，另一為地景變遷的空間分析。地景變遷面積預測係根據地景過去之變遷情形建構模式，以預測未來各類地景要素可能的面積大小，其數學模式以 Markov 模式應用最為普遍(Baker 1989, Cheng et al. 2001)，原理在於利用事物狀態演變成各向度的轉移機率(Transition probability)，以推測未來事物分佈的情形。例如 Turner(1993)以 Markov 轉移機率來模擬美國喬治亞州地景空間的變遷；Avaiiksoo(1995)運用 Markov 模式進行沼澤地區植群動態變化研究；許立達和鄭祈全(2000)利用 Markov 模式探討林業試驗所六龜生態系經營區地景變遷並預測未來土地覆蓋情況。至於地景變遷空間分析則是藉由空間關係模式進行推演及數理運算，以研究地景的空間格局、異質性以及結構和功能間之關係，常用之模式如 Logit 迴歸模式，是一種分立選擇(Discrete choices)的機率模式，其原理在於如果能掌握影響因子之效用大小，進而分析空間特性或環境因子對地景變遷的影響程度，便可探討地景變遷為各種類型之可能機率，例如 McMillen(1989)曾以 Logit 模式分析都市邊緣之土地利用；Dale et al.(1993)應用 Logit 模式分析巴西 Rodonia 地區林地被屯墾的變遷趨勢；Hsu(1996)以 Logit 模式探討美國印地安那州近郊之集水區，在都市擴展過程中土地利用變遷的機率與影響因子。應用不同數學模式進行地景變遷監測研究，國外報告較為常見，但國內有關此方面的研究，近幾年來才開始進行，例如 Hsu and Cheng (2002)以 Logit 模式分析高雄縣六龜地區林地之變遷情形。然而，部分前人研究對於模式正確性之驗證較少加以探討，同時，整合 Markov 與 Logit 模式以進行地景變遷預測和模擬空間分佈之前人研究亦甚少見。

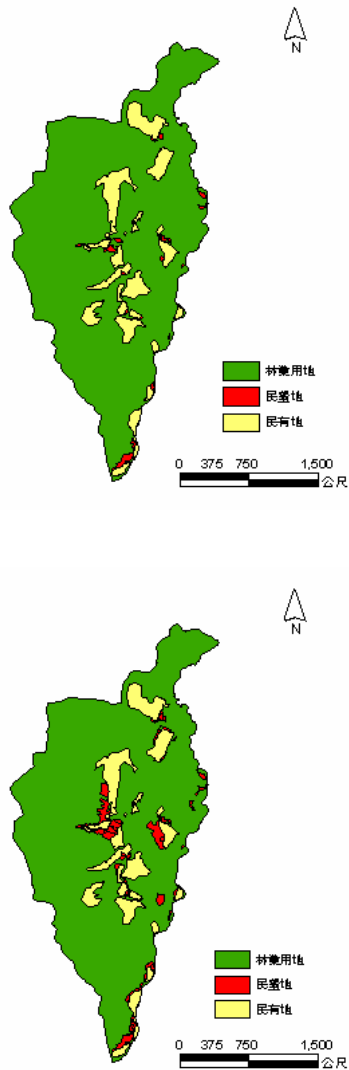
至於在干擾效應評估方面，由於干擾因子會增加區塊的周長及數量，降低平均區塊面積，並使地景破碎度增加而造成其空間排列發生改變，因此，有效掌握干擾程度在不同時間的變化情形亦成為地景監測的重要研究項目之一，而 Shannon 多樣性指數因較具資訊理論(Information theory)，故相關研究常應用 Shannon 多樣性指數配合 t 檢定法，以測驗不同時期地景變遷程度是否有差異(鄭祈全，1999)，但是，就研究的時間尺度而言，前人研究均以過去及現在的干擾程度分析為主，對於整合地景變遷預測結果以評估未來地景之干擾效應研究幾無所見，因此頗值得加以探討。

有鑑於此，本研究以具有民墾地(Unlawful cultivated forestlands)變遷的林試所蓮華池試驗林為試區，應用 Shannon 多樣性指數量化 1971 年及 1998 年二期之地景結構變遷情形，並配合 t 檢定法以評估不同時期地景變遷程度是否有差異，進一步整合 Markov 和二項式 Logit 模式監測該試驗林之地景變遷和模擬民墾地的空間分佈情形，進而探討民墾地干擾對未來地景之影響效應。

2. 試區與分析材料

本研究以林試所蓮華池試驗林為試區，面積約 489.49 ha，若包含轄區內之民有地，則面積約 548.41 ha。研究材料來自於蓮華池試驗林與埔里地政事務所共同進行地籍測量調查所得之地籍、道路、水系及行政區界等圖籍資料，依據是否遭受民墾，將試區分為林業用地及民墾地兩類，此外由於民有地之土地利用型態與林業用地並不相同，故亦獨立歸為一類，因此本研究將試區分為林業用地、民有地及民墾地三類，並數化建檔於 5 公尺空間解析度之網格式地理資訊系統中，總計完成 1/5000 比例尺之 1971 及 1998 年之土地利用型圖如圖一。





圖一、1971年(上圖)及1998年(下圖)蓮華池試驗林土地利用型圖

3. 研究方法

為分析民墾干擾對蓮華池地區地景結構所產生之影響情形，本研究利用 Shannon 多樣性指數，進行 1971 年及 1998 年二時期地景結構之量化分析，並以 Shannon 多樣性指數 t 檢定法來評估民墾地干擾程度，更進一步整合 Markov 模式及 logit 迴歸模式，以預測未來地景結構之空間分佈並評估民墾干擾程度之變化情形。

3.1 地景結構分析

地景生態學者為了量化地景結構，發展出許多不同的地景指數，之中 Shannon 多樣性指數由於較具資訊理論，故近年來相關前人研究常應用於干擾程度之檢驗上，因此應用 McGarigal and Marks (2002) 透過 ARC/INFO 地理資訊系統的 AML 指令配合 C 語言所開發之地景指數量化程式 FRAGSTATS version 3.3 程式集，進行民國 1971 及 1998 年蓮華池試驗林地景結構之量化計算，其公式如下：

$$SHDI = -\sum_{i=1}^m (P_i \times \ln P_i) \quad (1)$$

式中：

m = 地景中區塊類型數

P_i = 第 i 類區塊體在地景中所占之比例

為了評估二時期民墾地干擾程度之差異，以 Shannon 多樣性指數量化蓮華池試驗林地景結構，並採用 Magurran (1988) 所提出之 t 檢定法來探討蓮華池地區民墾地干擾程度之差異，該方法是由 Hutcheson (1970) 根據 Shannon 多樣性指數推導而得，當計算 t 值大於查表之理論 t 值時，則代表兩時期間之干擾程度有顯著差異，反之，如計算 t 值小於查表理論 t 值時，則表示兩時期間干擾程度之差異情形不顯著。有關 t 檢定之關係式如下：

$$t = \frac{(H_1 - H_2)}{(\text{Var}H_1 + \text{Var}H_2)^{1/2}} \quad (2)$$

$$\text{Var}H_i = \frac{\sum_{i=1}^m P_i (\ln P_i)^2 - (\sum_{i=1}^m P_i \ln P_i)^2}{n_i} + \frac{m_i - 1}{2n_i^2} \quad (3)$$

$$d.f. = \frac{(\text{Var}H_1 + \text{Var}H_2)^2}{(\text{Var}H_1)^2 / n_1 + (\text{Var}H_2)^2 / n_2} \quad (4)$$

式中：

H_i 為第 i 期之 SHDI； $\text{Var}H_i$ 為其變異數

P 為第 i 類區塊體在地景中所占之比例（面積）

m_i 為第 i 期區塊類型數

n_i 為第 i 期區塊體之個數

d.f. 為自由度



3.2 地景變遷分析

為探討未來蓮華池區塊類型所占面積百分比及其空間排列之變化，本研究利用 Markov 模式及二項式 Logit 迴歸模式以模擬未來地景變遷情形，並探討其空間分佈，進而整合二者之結果，以預測未來蓮華池地區民墾地分佈情形。

3.2.1 利用 Markov 模式預測未來的地景變遷

Markov 模式之原理係利用事物狀態演變成各種類型的轉移機率(Transition probability)以推測未來事物分佈的情形，而轉移機率是根據某一時期事物各種狀態的分佈求得，其數學式為：

$$p_{ij} = n_{ij} / \sum_{j=1}^m n_{ij} \quad (5)$$

式中 m 為事物的狀態數， p_{ij} 為轉移機率，而 n_{ij} 為事物從狀態 i 轉變成狀態 j 的量。

若將事物所有狀態的轉移機率加以整理，可得 $m \times m$ 之轉移機率矩陣(Transitional probability matrix)，假定 P 為轉移機率矩陣，則：

$$P = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{1m} \\ a_{21} & a_{22} & a_{2m} \\ a_{m1} & a_{m2} & a_{mm} \end{bmatrix} \quad (6)$$

P 為一 $m \times m$ 矩陣，式中每一列的總和為 1，矩陣內各值均大於或等於 0。根據轉移機率矩陣，可得 Markov 的一個重要性質即：

$$L = \lim_{m \rightarrow \infty} P^m \quad (7)$$

L 稱為平衡矩陣或會合矩陣 (Convergence matrix)，當該矩陣重複自乘無限多次後，矩陣內之各個數值將達到穩定狀態。因此，利用矩陣運算可將 $m \times m$ 個數值的轉移矩陣轉換為 m 個數值的轉移矩陣，此 m 個數值即為此時期 Markov 模式所得之理論趨勢值，其數學表示式為：

$$Y = p^n x \quad (8)$$

上式中 n 為時距期數(Stage)， p 為轉移機率矩陣， x 為初期土地利用型之初始狀態的向量， Y 為經過 n

期後之土地利用狀態的向量。

利用式(8)之 Markov 模式特性，可模擬預測未來土地利用型之理論估值，並做為比較各時期土地利用型變遷之用。然而，Markov 模式係假設某一時期類型發生的機率是隨前一時期存在類型而改變，因此，在應用 Markov 模式進行地景變遷預測前，必須先檢定其轉移矩陣是否具有 Markov 特性，亦即具有 Markov 特性時，才可應用 Markov 模式預測未來之地景變遷。有關評估轉移矩陣是否具有 Markov 特性，一般常用的方法為 Goodman(1968)卡方檢定(χ^2 -test)如式(9)。

$$\chi^2 = \left\{ \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m [T_{ij} \times \ln(p / A_j)]^2 \right\}; \quad (9)$$

d.f. = (m-1)²

式中 T_{ij} 為轉移矩陣， A_j 為轉移矩陣第 j 行(column)元素合計與全地景總像元數之比率， m 為地景中區塊類型數，d.f. 為自由度。

本研究在探討蓮華池試驗林未來之地景變遷時，先利用 ARC/INFO 地理資訊系統軟體的 AML 指令，配合 C 語言所開發之逢機取樣 (Random sampling) 程式選取約 1% 的逢機樣點，透過地理資訊系統套疊樣本點與蓮華池二時期之土地利用型圖，求得每個樣點於 1971 年及 1998 年二時期間之土地利用類型資訊，以計算其轉移機率矩陣。並以建立模式所用之後期資料為基準，利用模式預測該年度區塊類型面積百分比之推估值後，與基準真值資料比較，以進行模式正確性之確認 (Model verification)；在確認模式之正確性無誤後，即可根據 1971 年至 1998 年間之資料所建立的 Markov 模式，預測 2052 年(54 年後)、2106 年(108 年後)及 2160 年(162 年後)之土地利用型面積百分率。

3.2.2 應用二項式 Logit 模式進行地景變遷空間分析

為探討地形因子、環境因子及區塊屬性對地景變遷機率的影響，本研究利用二項式 Logit 迴歸模式(Binomial Logit regression model)以分析各影響因子與變遷機率之關係。其做法如下：假設 X_i ，



X_2, \dots, X_n ，為影響地景變遷機率之解釋變數，則某地景變遷為土地利用型 i 之機率 $P(i)$ 可表示如下：

$$P(i) = \frac{e^{B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_n X_n}}{1 + e^{B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_n X_n}} \quad (10)$$

式中 $B_n X_n$ 為各變數與其係數所成之向量， n 為解釋變數個數。當可能之土地利用型只有兩類時，式(10)可簡化成式(11)之二項式 Logit 模式(Binomial Logit model)：

$$P(i) = \frac{1}{1 + e^{-z}} \quad (11)$$

式中 Z 為自變數的線性組合，即 $Z =$

$$B_0 + B_1 X_1 + B_2 X_2 + \dots + B_n X_n$$

式(10)、式(11)可利用最大概似法則(Maximum likelihood method)求算各參數之估值。惟有關模式中各個解釋變數對因變數的影響，必須檢定其來自於本質上的影響或純粹只是樣本之機率誤差，此可透過統計值 Wald χ^2 進行檢定。至於模式整體適合度(Goodness of fit)之檢驗，則可利用對數概似率(Log-likelihood ratio; $-2 \log L$)來探討模式中所有參數對因變數變異性的聯合解釋能力。有關對數概似率之公式如式(12)所示：

$$-2 \log L = -2 \times [L(B) - L(0)];$$

$$d.f. = n-1 \quad (12)$$

式中 $L(0)$ 表示不含解釋變數之概似度對數值，而 $L(B)$ 則為所有解釋變數納入模式後之概似度對數值， n 為解釋變數之個數。利用對數概似率進行自由度等於 $n-1$ 之卡方檢定，若檢定結果大於理論卡方值時，則表示模式代表性佳，可有效解釋因變數之變異情形。

有關地景變遷之空間分析，本研究參考前人研究(Wear&Flamm, 1993; 許立達和鄭祈全, 2002)，選擇海拔高、坡度、以及距民墾地、道路和河流距離等五項與民墾地干擾有關之地形環境因子為解釋變數，以分析民墾地之空間分佈。為進行二項式 Logit 迴歸分析，仍以上述地景變遷預測分析之逢機樣點，記錄各樣點自 1971~1998 年地景變遷情形，以及其相關之地形環境因子，供建立民墾地之

空間變遷機率模式。

3.3 未來民墾地干擾程度之評估

完整之地景變遷監測研究，除須了解生態系的歷史沿革及目前實況於時間序列上之演變情形外，針對未來可能之發展趨勢亦須能加以模擬推估，方可通盤了解地景變遷之整體過程。因此本研究利用 Markov 模式預測土地利用型面積百分比，以及二項式 Logit 迴歸分析建立地景空間變遷機率模式，經由比較地景中各地點變遷機率值高低之差異，將 Markov 模式所預測之未來土地利用型面積百分比標示於變遷機率圖，以模擬蓮華池試驗林在 2052 年、2106 年及 2160 年民墾地之空間分佈情形，並透過 Shannon 多樣性指數 t 檢定法，評估民墾干擾對蓮華池地景結構之影響情形，進一步分析干擾程度於時間序列上的變化趨勢。

4. 研究結果

為探討民墾地干擾在時間序列上之變化情形，本研究整合數學模式與地景生態學觀念，並應用地理資訊系統技術來預測地景變遷情形，進而評估各時期民墾地干擾程度之變化及差異，茲將研究結果說明如下。

4.1 地景結構之量化及干擾程度評估

為了解過去蓮華池試驗林民墾地面積之變化情形，整理二時期之區塊類型像元點數及所占百分比如表一所示；由表中可知，蓮華池試驗林之總面積為 548.41 公頃，其中民有地之面積在二時期間均維持 58.92 公頃，占蓮華池總面積之 10.74%，固定不變，而民墾地之面積隨著時間的增加，由 1971 年時 4.94 公頃至 1998 年增加為 18.61 公頃，所占比率亦從 1971 年的 0.90% 增加到 1998 年的



3.39%，由此可知，民墾地之面積確實有隨著時間而逐漸上升之傾向；相對地，林業用地之面積則因而減少，從 1971 年 484.55 公頃 (88.36%) 至 1998 年時減少為 470.88 公頃 (85.87%)。

表一、蓮華池試驗林土地利用型百分比

土地利用型	面積 (公頃)		百分比 (%)	
	1971 年	1998 年	1971 年	1998 年
林業用地	484.55	470.88	88.36	85.87
民墾地	4.94	18.61	0.90	3.39
民有地	58.92	58.92	10.74	10.74
合計	548.41	548.41	100	100

綜合以上結果，蓮華池地區自民國 60 年至 87 年之 27 年間，民墾情形確實有逐漸增加之趨勢，爲了進一步了解兩時期間干擾程度之差異，故利用 Shannon 多樣性指數進行地景結構量化，並配合 t 檢定法以進行干擾程度評估，結果如表二。

表二、Shannon 多樣性指數 t 檢定結果

時期	1971 年	1998 年
Shannon 多樣性指數	0.39	0.44
t 值	0.63	
自由度	97	

由表二之結果可知，1971 年及 1998 年二時期之 Shannon 多樣性指數分別爲 0.39 及 0.44，呈增加之趨勢，然而在二時期間民墾干擾差異程度之檢定方面，於 5% 顯著水準時結果呈不顯著，由此可知，民墾干擾造成蓮華池試驗林二時期間地景結構之改變雖有差異，但其差異程度並不明顯。

4.2 地景變遷模式之建立

本研究利用 Markov 模式及二項式 logit 迴歸模式，以建立蓮華池地區之地景變遷預測模式及地景空間機率模式，進而整合兩者之分析結果，以模擬預測未來干擾程度變化情形。

4.2.1 Markov 預測模式

爲建構地景變遷 Markov 預測模式，將圖一中二時期土地利用型圖套疊(Overlay)後進行隨機取

樣，並統計各樣點土地利用型的變遷情形，以計算其轉移矩陣如表三。由表中結果可知，1971~1998 年間地景之變遷情形僅林業用地轉變成民墾地一類，而原有的民墾地和民有地仍維持不變。至於地景變遷之 Markov 特性檢定結果，在自由度等於 4 和顯著水準等於 1% 時，其卡方統計值 ($\chi^2 = 301142.28$) 大於查表之理論卡方值 ($\chi^2 = 13.27$)，由此可知，蓮華池試驗林於 1971~1998 年間之地景變遷情形確實具有 Markov 特性。

表三、1971~1998 年之轉移機率矩陣

1971 年 \ 1998 年	林業用地	民墾地	民有地
林業用地	0.9737	0.0263	0
民墾地	0 (0)	19 (1)	0 (0)
民有地	0	0	1

* 表中之數字爲轉移機率

爲了進一步驗證模式之正確性，利用 1971~1998 年之轉移矩陣進行 1998 年土地利用型面積百分率之預測，並與真值資料進行比較，結果整理如表四所示。由表四結果可知，模式預測之民墾地面積百分比爲 3.12%，與真值資料之 3.39% 僅相差 0.27%，預測之準確率極高，由此可知，利用 1971~1998 年資料所建立之 Markov 模式預測結果可信度極高，應用於未來地景變遷預測亦至爲可行。

表四、1971~1998 年 Markov 模式驗證結果

	1998 年 預測結果	1998 年 真值
林業用地	86.14%	85.87%
民墾地	3.12%	3.39%
民有地	10.74%	10.74%
合計	100%	100%

4.2.2 二項式 Logit 空間變遷機率模式

蓮華池試驗林可能變遷的情形，僅林業用地轉變成民墾地一種，因此，本研究使用二項式 Logit



模式，探討在無其它干擾情況之下，林業用地轉變為民墾地之機率，進而分析民墾地之空間分佈，其結果如表五。由該表可知，海拔高、坡度、以及距民墾地、道路和河流距離等五項解釋變數之 Wald χ^2 分別為 36.71、5.14、14.19、234.38、80.07 及 15.71，其 P 值均小於 0.05，因此該五項解釋變數對民墾干擾之發生均具有顯著的影響力，故均納入模式之中。至於模式整體適合度之卡方檢定方面，在 1% 顯著水準時，計算之對數概似率值為 1194.93 大於查表理論值 13.2767，故模式整體解釋變數對因變數之聯合解釋能力達極顯著之效果，由此可知，該 Logit 模式確實可有效地表現出民墾地之空間分佈情形。

表五中各解釋變數之係數大小及正負符號，代表該變數對地景變遷機率的影響力和變動關係之正反方向，係數估值若為正號，即表示當變數之參數值增加時，土地利用型發生改變的機率亦會隨之上升，反之，其改變的機率則隨之降低。表五中五項解釋變數之係數值分別為-0.36、-0.24、-0.87、-0.88 及-0.10，均為負號，由此可知，五項解釋變數中，以距民墾地距離及距道路距離對民墾干擾之影響力最大，同時，當海拔愈低、坡度愈平緩、以及距離民墾地、道路和河流愈近時，蓮華池試驗林之林業用地愈容易轉變成民墾地，亦即民墾干擾愈有可能發生。

表五、民墾地之 logit 迴歸分析結果

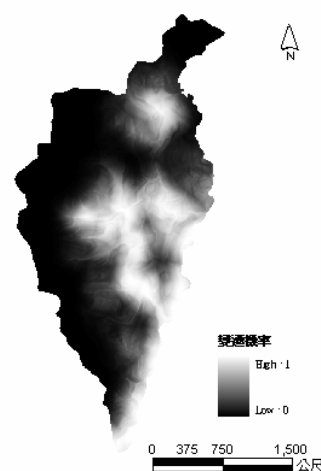
解釋變數	係數估值	Wald χ^2	Pr. > χ^2
常數項	6.08	36.71	0.0010
海拔高 (10 ³ m)	-0.36	5.14	0.0234
坡度(10°)	-0.24	14.19	0.0020
距民墾地 距離(10 ³ m)	-0.87	234.38	0.0010
距道路距 離(10 ² m)	-0.88	80.07	0.0010
距河流距 離(10 ² m)	-0.10	15.71	0.0010

將各變數之係數估值代入式(11)中，即得民墾地之空間變遷機率模式如式(13)，若將五項解釋變數之參數值均代入式(13)，則可得蓮華池試驗林之

地景變遷機率圖如圖二，各像元點之變遷機率值介於 0~1 之間，黑色部分代表機率值接近 0，表示地景變遷之機率低，即林業用地不易轉變成民墾地；而白色部分代表機率值接近 1，表示地景變遷之機率高，亦即林業用地易轉變成民墾地。

$$P(i) = \frac{1}{1 + e^{-z}} ;$$

$$Z = 6.0824 - 0.3606 X_{\text{海拔高}} - 0.2435 X_{\text{坡度}} - 0.8685 X_{\text{距民墾地距離}} - 0.8836 X_{\text{距道路距離}} - 0.1040 X_{\text{距河流距離}} \quad (13)$$



圖二、蓮華池試驗林地景變遷機率圖

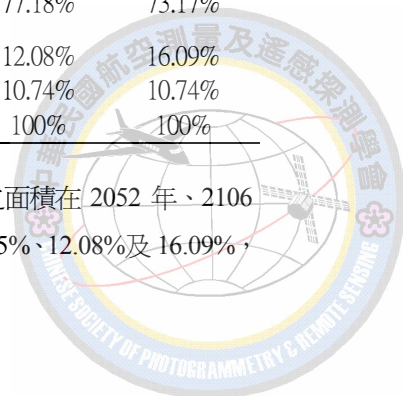
4.3 未來民墾地空間分佈預測

利用 1971~1998 年之轉移機率，預測 2052 年（54 年後）、2106 年（108 年後）及 2160 年（162 年後）三時期土地利用型面積百分率，結果如表六所示。

表六、蓮華池試驗森未來三期土地利用型面積百分率預測結果

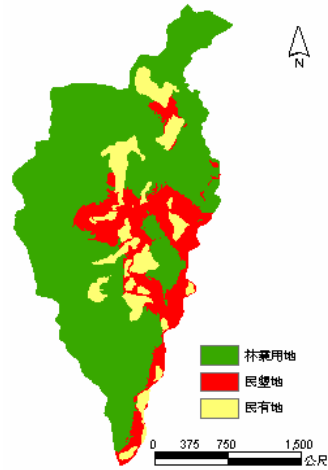
	2052 年	2106 年	2160 年
林業用地	81.41%	77.18%	73.17%
民墾地	7.85%	12.08%	16.09%
民有地	10.74%	10.74%	10.74%
合計	100%	100%	100%

由表六可知，民墾地之面積在 2052 年、2106 年及 2160 年時，分別為 7.85%、12.08% 及 16.09%，

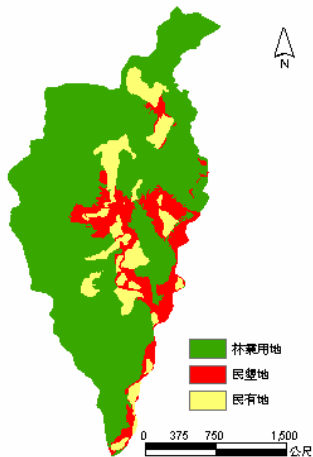
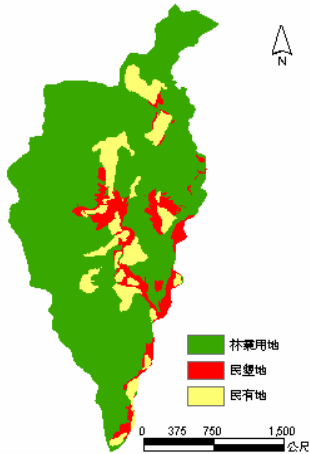


將此結果與 1971 年及 1998 年相比較可知，民墾地在地景中所佔比率明顯地呈現上升趨勢。

因此利用 Markov 模式所預測之面積百分比和二項式 Logit 迴歸分析之空間變遷機率模式，根據圖二之變遷機率值，比較不同地點機率值之相對大小，以決定地景變遷之位置，直到其面積與 Markov 模式所得之面積相等為止，便可推估 2052 年、2106 年及 2160 年三時期之民墾地分佈情形，結果如圖三。由圖中可知，當地景變遷情形已達穩定狀態，而無其它新的干擾因素加入時，隨著時間的增加，民墾地之分佈確實有逐漸擴張之趨勢，同時該民墾地之增加將間接地影響地景結構之空間排列。



圖三、蓮華池試驗林 2052 年(上圖)、2106 年(中圖)及 2160 年(下圖)之民墾地分佈預測圖



為分析民墾地干擾程度在時間序列上之變化，經計算三時期之 Shannon 多樣性指數，並配合 Shannon 多樣性指數 t 檢定法，檢驗未來三時期間之民墾干擾對地景變遷是否造成顯著影響，結果如表七、表八所示。

表七、蓮華池試驗林未來三時期 Shannon 多樣性指數預測結果

	2052 年	2106 年	2160 年
SHDI	0.61	0.70	0.76

表八、蓮華池試驗林未來三時期 Shannon 多樣性指數 t 檢定結果

時 期	2052 年 VS 2106 年	2052 年 VS 2160 年	2106 年 VS 2160 年
t 值	0.65	1.27	0.57
自由度	159	168	154

由表八之結果可知，未來三時期間民墾干擾之差異程度，在 5%顯著水準時均未達顯著差異，然而本模式之基準資料年度為 1971 年，故特以 1971 年之地景結構狀態為基準，檢定其與未來三時期干擾程度之差異，檢定結果如表九。



表九、未來三時期與 1971 年民墾干擾差異程度檢定結果

時期	1971 年 VS 2052 年	1971 年 VS 2106 年	1971 年 VS 2160 年
t 值	1.58	2.14*	2.73**
自由度	95	94	85

*與**：分別代表 5% 及 1% 顯著水準時，呈顯著及極顯著差異

由表九分析結果可知，民墾干擾對地景結構之影響程度於 2052 年時雖尚未達統計上之顯著水準，然而其計算 t 值與查表值已非常接近，當時間推進到 2106 年時，地景結構之差異程度於 5% 顯著水準時，已可達到顯著差異，而到 2160 年時，其差異程度更可達 1% 顯著水準之極顯著差異。

5. 討論

本研究雖然整合不同數學模式以預測地景結構之變遷，並探討民墾干擾程度在時間序列上之變化趨勢，但是在地景結構分析、地景變遷模式建立及未來民墾干擾程度評估等研究過程中，仍有下列問題須加以討論：

1. 本研究利用 Shannon 多樣性指數量化地景結構，然而，其量化結果完全取決於圖籍資料之比例尺，亦即分析所用圖籍資料之比例尺會影響地景指數之計算結果。本研究因有些民墾地面積較小，若使用小比例尺圖籍資料，有可能會遺漏，故選用比例尺為 1/5000 的圖籍資料做為材料。至於使用不同比例尺進行地景結構量化結果所造成的差異，本研究並未加以比較。
2. 本研究應用 Markov 模式，模擬推估蓮華池試驗林未來之土地利用型面積百分比，以探討民墾地面積之變化。然而，此結果是在(1)地景變遷情形為穩定狀態；(2)各時期之變遷機率矩陣固定不變；(3)沒有新增干擾因素之影響等假設前提之下所得之理論值，但事實上地景變遷通常為一種動態的變化過程，因此在應用 Markov

模式進行分析時，有關地景變遷之不確定性應先加以考慮。

3. 由二項式 Logit 迴歸分析結果可知，民墾地的分佈確實受到海拔高、坡度、以及距民墾地、道路和河流距離等五項因子所影響。然而，除了受地形環境因子之影響外，社會、經濟及政策層面的因子亦為重要影響因素。本研究因受限於資料取得之問題，僅以現有之地文及環境資料進行分析，並未將社會、經濟及政策面之影響因素納入考慮，未來如能將此部份之資料納入分析，必能提升結果之可信度。
4. 在進行民墾地未來空間分佈之推估時，預測年數之決定實為一重要因子，預測時距如太短，無法顯現出民墾干擾對地景結構之影響程度，如太長，又難以掌握到民墾地在時間序列上之動態變化情形，而由研究結果中可發現，民墾地在 1971 年至 1998 年之 27 年間，其面積變化情形雖未達統計上之顯著水準，然已呈現明顯的上升趨勢，又本研究所建立之 Markov 模式乃以 27 年為一週期，因此選擇 27 年做為預測之時距，進行 2052 年、2106 年及 2160 年等三時期民墾地空間分佈之模擬。
5. 整合 Markov 和二項式 Logit 模式分析結果，可得知未來民墾地之面積逐漸在擴增，且亦影響地景結構之空間排列情形，有可能造成地景功能的改變，然而，本研究單以 Shannon 多樣性指數做為干擾程度之評估依據，並未將與人為干擾有關的地景指標完全考慮在內，故如何發展一整合型之干擾指標，實為後續研究重點之一。

6. 結論

本研究以蓮華池試驗林為試區，利用 Shannon 多樣性指數量化地景結構，配合 t 檢定法探討各時期干擾程度之差異，並以 Markov 模式預測未來之地景變遷，以及二項式 Logit 迴歸模式分析地景之變遷機率，進而整合二者結果以推估未來民墾地之



空間分佈情形以及民墾地干擾程度之變化趨勢，供爾後蓮華池研究中心林地管理之參考。綜合研究結果可知，整合 Markov 模式和二項式 Logit 迴歸分析模式，以進行未來地景變遷空間分佈位置之預測模擬確實為一有效可行的方法，並且，利用 Shannon 多樣性指數 t 測驗檢定，亦可有效評估不同時期民墾干擾對地景結構的影響差異程度，然而民墾干擾對地景所產生之影響效應是連續不斷的累積過程，因此蓮華池研究中心應於干擾作用尚未嚴重時盡早加以處理，以免將來地景結構及功能發生了重大變化到影響物種生存，甚至變成經營管理問題時，屆時便不易處理。

參考文獻

- 許立達、鄭祈全，2000。應用 Markov 模式探討六龜生態系經營區之地景變遷。臺灣林業科學，15(1):41-49。
- 鄭祈全，1999。森林地景變遷之監測研究。臺灣林業科學，14(4):493-507。
- Aaviksoo, K., 1995. Simulation vegetation dynamics and land use in a mire landscape using a Markov model. *Landscape Urban Plan.* 31:1-3, 129-142.
- Baker, W. L., 1989. A review of models of landscape change. *Landscape Ecol* (2):111-33.
- Cheng, C. C., Hsu, L. T., and Lai, Y. C., 2001. Application of GIS in monitoring landscape change. *Taiwan J For Sci* 16(1):1-9.
- Dale, V. H., O'Neill, R. V., Pedlowski, M., and Southworth, F., 1993. Causes and effects of land-use change in central Rondnia, Brazil. *PE&RS.* 59(6): 997- 1005.
- Hsu, L. T., 1996. Modeling land use change in human dominated landscape landscapes: a case study of urbanization in an Indiana watershed [dissertation]. West Lafayette (IN): Purdue Univ. 255 p.
- Hsu, L.T., and Cheng, C. C., 2002. Analyzing forestland changes of the Liukuei area using GIS and logit models. *Journal of Photogrammetry and Remote Sensing.* 7(2):61-74.
- Hutcheson K. 1970. A test for comparing diversities based on the Shannon formula. *J Theor Biol.* 29:151-155.
- McGarigal, K., B. J. Marks. 1995. FRAGSTATS: spatial pattern analysis program for quantifying landscape structure. General Technical Report. PNW-GTR- 351.
- McMillen DP. 1989. An empirical model of urban fringe land use. *Land Economics.* 65(2): 138-145.
- Reed, R. A., J. J. Barmard, and W. L. Baker. 1996a. Contribution of roads to forest fragmentation in the Rocky mountains. *Conservation Biology.* 10: 1098- 1106.
- Saunders, S. C., M. R. Mislivets, J. Chen, and D. T. Cleland. 2002. Effects of the Northern Great Lakes, USA. *Biological Conservation.* 103:209--225.
- Turner, M. G., 1993. Landscape change in nine rural counties in Georgia. *PE&RS.* 56(3):379-386.

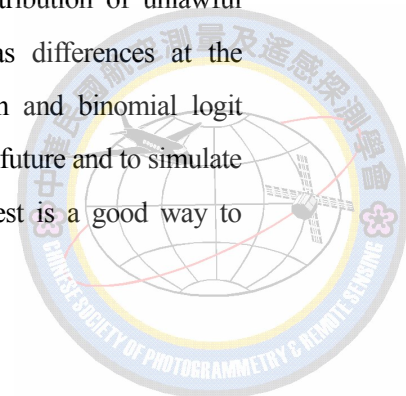


Monitoring of Landscape Change on Unlawful Cultivated Forestland Using Photogrammetric data and Mathematical Models

Chih-Da Wu¹ Chi-Chuan Cheng²

ABSTRACT

The purpose of monitoring forest landscape change is not only to understand the change of past and present landscape structure, but also to predict the future trend for providing the reference of forest management. This study applied Shannon diversity index, which was related to human disturbance, to qualify the landscape change of Lien-Hwa-Chih Experimental Forest between 1971 and 1998. The t-test based on Shannon diversity index was also used to examine the disturbance differences caused by unlawful cultivated forestland. In addition, the mathematical models such as Markov chain and binomial logit regression analysis were applied to predict the future overall landscape structure and to simulate the spatial distribution of unlawful cultivated forestland. Again, the t-test was applied to monitor the future effect of disturbance caused by unlawful cultivated forestland. The result indicated that, using Shannon t-test, the landscape change between 1971 and 1998 had no differences at the 5% significance level. That is, there was no significant differences about the disturbance caused by unlawful cultivated forestland. The prediction of landscape change in 2052, 2106, and 2160 using the Markov chain model indicated that the area of unlawful cultivated forestland was increased from original 0.90% in 1971 and 3.39% in 1998 to 7.85% in 2052, 12.08% in 2106, and 6.09% in 2160, respectively. As for the spatial distribution using binomial logit regression analysis, the result showed that the occurrence of unlawful cultivated forestland had the relationship with elevation, slope, and the distance of road, river, and previous unlawful cultivated forestland. However, it was strongly correlated with the distance of road and previous unlawful cultivated forestland, and less correlated with elevation, slope, and the distance of river. Finally, the spatial simulation of unlawful cultivated forestlands illustrated that the distribution of unlawful cultivated forestlands was gradually expanded, and the disturbance level was differences at the significance level. From the result, obviously the integration of Markov chain and binomial logit regression analysis is a feasible approach to predict the overall landscape change in future and to simulate the spatial distribution of unlawful cultivated forestland. Also, the Shannon t-test is a good way to



monitor and assess the disturbance effect of unlawful cultivated forestland on future landscape. The above result can be provided to Lien-Hwa-Chih Experimental Forest for the reference of forest management in order to prevent the occurrence of unlawful cultivated forestland.

Key words: Markov model, binomial logit model, landscape change, unlawful cultivated forestland, spatial distribution.

¹ M.S., School of Forestry and Resource Conservation, National Taiwan University.

² Professor., Dept. of Landscape Architecture. Chinese Culture University.

Received Date: Sep. 21, 2004

Revised Date: Oct. 28, 2005

Accepted Date: Nov. 01, 2005

