

遊憩活動參與者之居住地空間聚集顯著性分析 - 以台南市為例

An Analysis on the Significant Spatial Clustering of Recreation

Activity Participants' Residences – Using Tainan City as an

Example

林文苑 Wen-Yen Lin*

(2004/10/30 收稿, 2005/1/19 接受刊登)

摘要

本研究主要在探討遊憩活動參與者居住地之空間聚集顯著性，亦即是將遊憩活動的參與需求以空間分佈的方式作一瞭解。研究中之空間聚集顯著性分析是以空間統計方法作為分析工具，此一統計方法在統計學上屬於較近期的發展，但已廣為醫學與地理學等學術領域所採用，其與一般的統計方法之最大不同處，乃是在於此一統計方法主要是針對各類資料之空間屬性，作空間分佈的分析。由於以往的空間分佈分析，往往無法考慮各空間單元(如村里)與鄰近空間單元的關係，透過空間統計方法則可改善此一情形。本研究以台南市為研究地區，研究的進行分為四個步驟：以問卷調查從事遊憩活動參與者調查分析，瞭解受訪者對各遊憩活動參與情形與其背景資料；之後運用因素分析進行遊憩活動類型分析，依據調查之各項遊憩活動參與頻率區分為不同活動類型；再利用所分類之遊憩活動類型，針對問卷調查結果中之參與者背景及遊憩活動的參與頻率進行交叉分析，以瞭解主要參與者的人口結構特徵；最後依據參與者結構分析之結果，以空間統計方法針對各類活動主要參與者之居住地空間分佈，從事空

* 銘傳大學休閒遊憩管理學系助理教授，通訊地址：桃園縣 333 龜山鄉德明路 5 號 銘傳大學觀光學院電話：03-3507001 分機：3204，E-mail: wylin01@mcu.edu.tw

間聚集顯著性分析。

關鍵詞：遊憩需求、遊憩參與、空間聚集性、空間統計

Abstract

This study is an effort to discover the significant spatial clustering of recreation activity participants' residences, i.e., to analyze the demands of participations by means of their spatial distributions. The tool utilized for the spatial clustering analysis in this study is spatial statistic technique, which is developed relatively recent in the history of statistics, but already being applied in many academic disciplines such as medical and geographic sciences. Different to the conventional statistic techniques, spatial statistic technique can identify the spatial attributes and spatial clustering trends of variables. The research region in this study is Tainan City, and the study process includes four steps: questionnaire survey was used first to obtain the frequencies and backgrounds of recreation activity participants; next, based on the participating frequencies of these recreation activities, factor analysis was applied to categorize recreation activities into different groups; following the factor analysis, crosstabulation of the backgrounds (gender and age, in this case) and participating frequencies of the participants was made according to the recreation activities groups, in order to find out the demographic structures of major participants; finally, spatial statistic technique was utilized to analyze the spatial clustering of major participants of recreation activity groups, in terms of the spatial distributions of their residences.

Keywords: Recreation Demand, Recreation Participation, Spatial Clustering, Spatial Statistics

壹、前言

近年來國人對休閒遊憩活動的投入益發重視，不但注重「量」的追求，更期望「質」的提升與種類的多元；另外在供給面上，由最近社區營造或地方活動中休閒遊憩的角色，可看出各級政府在提供遊憩活動與場所等的重視。然而，許多遊憩設施於設置後未能發揮其功能，或因使用人數過多而降低遊憩品質，顯示出其中存在著供需未能相符的問題；而造成此問題的原因之一，應是決策者未能對遊憩活動參與者的特性與分佈作一深入之瞭解與掌握。

由於以往的空間分佈分析，往往無法考慮各空間單元與鄰近空間單元的關係，透過空間統計方法則可改善此一情形。本研究主要是藉由遊憩活動參與者的分析，瞭解其組成的結構，以遊憩活動的參與頻率作為參與者的指標，進而透過空間統計方法(Spatial Statistics Technique)，找出特定參與者居住地的顯著聚集區域。研究中是以台南市為研究地區，透過問卷調查取得遊憩活動參與情形及參與者的背景資料，並利用因素分析將活動分類，再由問卷調查結果之交叉分析找出各類活動的主要參與者結構，最後以空間統計方法定義出各類活動參與者其居住地的顯著聚集區域為何。吾人冀望能透過此一分析模式的建立，為遊憩活動需求的分析方法，提出一個較為不同的思考方向。

貳、研究架構、內容與分析方法

一、研究架構與內容

本研究之架構可分為四個主要內容，如圖 1 所示：

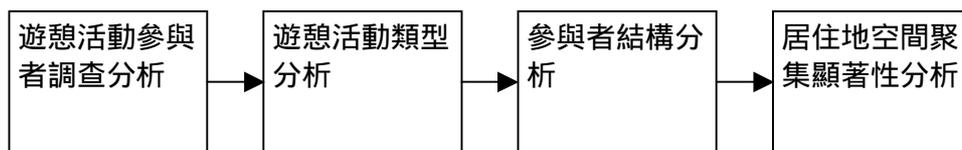


圖 1：研究架構圖

(一) 遊憩活動參與者調查分析

本研究以台南市為研究地區，於五處遊憩活動場所以偶遇抽樣方式進行問卷調查，瞭解受訪者對各遊憩活動參與情形(頻率)與其背景資料。

(二) 遊憩活動類型分析

利用問卷調查結果中各遊憩活動之參與頻率，作為參與者之參與偏好指標，以因素分析將所調查之遊憩活動分為不同類型，作為活動參與者結構分析之依據。

(三) 參與者結構分析

藉由因素分析所區分之遊憩活動類型，以問卷調查結果中之參與者背景及遊憩活動的參與頻率進行交叉分析，利用市場區隔(Market Segmentation)的概念，定義出各類型遊憩活動之主要參與者的結構。

(四) 居住地空間聚集顯著性分析

依據參與者結構分析之結果，以村里為空間單元，由主計處之戶口普查資料中萃取出符合各類結構條件之人口數，再利用空間統計方法針對其居住地空間分佈，進行空間聚集顯著性分析。

二、分析方法

本研究主要之分析方法包括交叉分析、因素分析與空間統計方法，其中交叉分析與因素分析是較為常見的分析工具，在此不擬贅述。相對而言，空間統計方法雖然在特定之學術領域如醫學與地理、地質學等已廣為採用(David 1986, Walter 1994)，但在市場或消費者區位等分析上卻較少有應用的案例，因此本研究將先行對擬採用之空間統計方法 - G_i^* 統計量的內容與定義作一扼要之闡述。

依據 Lin (1997)對以空間統計方法分析空間人口居住分佈模擬所作的研究， G_i^* 統計量相較於其他類似的空間統計方法如 Moran's I、Global G 以及 Local Moran 等，可以更敏銳且有效判斷出資料屬性差距較小的空間分佈。根據 Getis and Ord (1992)對 G_i^* 統計量的解釋，在一分為 n 個空間單元的研究區域中，每個空間單元 i 以其範圍內的一個點(通常是其地理中心點，即 Centroid)為代表，而每個點也代表一個取自隨機變數 X (如空間單元中的遊客屬性)的值 x_i ，若給定一個半徑距離 d ，以每個空間單元 i 的代表點為圓心分別向外畫出半徑距離 d 的圓，則包含在每個圓中的點所代表的其他空間單元 j 即為空間單元 i 的鄰近空間單元(Neighbors)，如此即可定義出 n 個子區域(Pockets)；對於每個子區域， G_i^* 統計量可以量測其中隨機變數 X 相對於其他子區域的 X 值之空間聚集程度(Degree of association)。

G_i^* 統計量的定義是

$$G_i^* = \frac{\sum_{j=1}^n w_{ij}(d)x_j}{\sum_{j=1}^n x_j}, \quad j \text{ equal to } i.$$

一般而言， $\{w_{ij}\}$ 是一個由 0 與 1 構成的 n 乘 n 對稱矩陣，在此矩陣中的每一個值(0 與 1)代表每個空間單元 i 與其他空間單元的空間關係，1 代表空間單元 j 是空間單元 i 的鄰近空間單元，而 0 即是代表空間單元 j 並非空間單元 i 的鄰近空間單元(Bailey and Gatrell, 1995)。其中每個空間單元 j 都有一個隨機變數 X 的值(x_j)與其聯結，我們可以將空間單元 j 當成某個村里，其中 10 到 20 歲的人口(隨機變數 X)有 200 人($x_j=200$)。

對每個空間單位 j 中的隨機變數 X_j 而言，其位於空間單元 i 構成的子區域中的某個值 x_r 的機率是：

$$P(X_j = x_r) = \frac{1}{n}$$

且其期望值為：

$$E(X_j) = \frac{\sum x_r}{n}$$

因此 G_i^* 的期望值即為：

$$E(G_i^*) = \frac{\sum w_{ij}(d)E(X_j)}{\sum X_j} = \frac{W_i}{n}$$

其中 $W_i = \sum w_{ij}(d)$

而 $(G_i^*)^2$ 的期望值為：

$$E[(G_i^*)^2] = \frac{1}{(\sum x_j)^2} \left[\sum_j w_{ij}^2(d) E(X_j^2) + \sum_{j \neq k} w_{ij}(d) w_{ik}(d) E(X_j X_k) \right]$$

因為 $E(X_j^2) = \frac{\sum X_r^2}{n}$ ，且

$$E(X_j X_k) = \frac{\sum_{r \neq s} x_r x_s}{n(n-1)} = \frac{\{(\sum x_r)^2 - (\sum x_r^2)\}}{n(n-1)}$$

由於 $\{w_{ij}\}$ 是一個由 0 與 1 構成的 n 乘 n 對稱矩陣，所以

$$\sum_{j \neq k} w_{ij} w_{ik} = W_i^2 - W_i$$

由以上綜合可得知

$$E[(G_i^*)^2] = \frac{1}{(\sum x_j)^2} \left\{ \frac{W_i \sum x_j^2}{n} + \frac{W_i(W_i - 1)}{n(n-1)} [(\sum x_j)^2 - \sum x_j^2] \right\}$$

因此 G_i^* 的變異數為：

$$Var(G_i^*) = E[(G_i^*)^2] - E^2(G_i^*) = \frac{1}{(\sum x_j)^2} \left[\frac{W_i(n - W_i) \sum x_j^2}{n(n-1)} \right] + \frac{W_i(W_i - 1)}{n(n-1)} - \frac{W_i^2}{n^2}$$

當 G_i^* 的值趨近於常態分佈時，則

$$Z_i = \frac{[G_i^* - E(G_i^*)]}{\sqrt{Var(G_i^*)}}$$

G_i^* 統計量所量測的是隨機變數 X 在給定定義下的每個子區域相對於整個研究區域的聚集情形，亦即隨機變數 X 在給定定義下的每個子區域相對於整個研究區域，是否有多數與多數聚集(High-number Association)，或是少數與少數聚集(Low-number Association)的趨勢。子區域的構成與其定義有關，一般而言，子區域是由每個空間單元 i 與其鄰近的空間單元 j 所組成，當一個地區有 n 個空間單元時，它便有 n 個子區域。

本研究在應用 G_i^* 統計量從事資料空間分佈之聚集性分析時，乃是以台南市的村里行政區為人口之空間分佈單位，據以探究遊憩活動參與者屬性的空間聚集性。假設 x_j 是第 j 個村里的遊憩活動參與者屬性值，而當第 j 個村里與第 i 個村里的距離小於或等於 d 時，

wij(d) 為 1，反之則為 0。由於台南市村里之形狀與面積有極大的差距，造成各子區域於同樣的半徑距離 d 內鄰近的空間單元數目相去甚遠，因此本研究將採用 Anselin (1995) 所建議的空間相接(Contiguous)之空間單元作為定義子區域的方法，以取代固定半徑 d 的子區域定義方法。空間統計方法的進行首先須定義子區域之範圍，再進行資料空間分佈之聚集性分析，即是對各子區域中的資料作多數聚集與少數聚集之比較，依 Anselin (1989) 與 Getis and Ord (1995)，其比較的方式可根據常態分配假設(Normal Distribution Assumption)與無母數分析方法中之隨機排列分配(Random Permutation Distribution)，作空間多數聚集與空間少數聚集之統計顯著判定，但由於都市中各村里之人口居住數量與密度相去甚遠，驗證時採常態分配之假設較為不妥，因此將以隨機排列分配作為顯著判定之依據。

三、Gi*統計量在空間聚集性分析方面的案例探討

1. 北卡羅來納州嬰兒猝死症之空間聚集性分析(Getis and Ord, 1992)

此分析是以北卡羅來納州各郡於 1979 至 1984 年間每一千名嬰兒發生嬰兒猝死症(Sudden Infant Death Syndrome, SIDS)的人數作為分析資料。依 Getis and Ord 所作的假設，既然嬰兒猝死症沒有明顯的致病原因，案例的空間分佈就不應有空間上的聚集性。Global G 統計量的結果接受了此一虛無假設，在以不同的距離 d(30 到 50 英哩)所定義的子區域(Pockets)之下，全區域的一般情形中並無顯著的空間聚集。

但就 Local Gi*統計量的分析，以距離 d 為 33 英哩所定義的子區域中，在這一百個郡卻有五個子區域於顯著水準 0.05 之下呈現顯著的空間聚集。其中有四個位於中南部的郡分別構成的子區域是顯著的多數聚集，一個位於東北方的子區域呈現顯著的少數聚集。值得注意的是，若是以單一顯著水準 Bonferroni bonds 作為顯著水準的依據(= 0.05/100 = 0.0005)，則沒有任何子區域呈現顯著的空間聚集性。由此可以發現，由 Global G 統計量對整個區域的空間聚集性分析可能無法看出是否有單獨子區域呈現顯著的空間聚集性，這必須依賴 Local Gi*或 Local Gi 統計量的分析來判定。

2. 加州聖地牙哥郡居住單元價格的空間聚集性分析(Getis and Ord, 1992)

以加州聖地牙哥郡之郵遞區號區域為空間單元，根據 1989 年 9 月的平均居住單元價格的資料，此一分析的旨在瞭解其平均居住單元價格是否有顯著的某一類型空間聚集(如多數與多數聚集或少數與少數聚集)。聖地牙哥郡之郵遞區號區域共有 49 個，其中 Rancho Santa Fe 的平均居住單元的價格遠比其它的 48 個郵遞區號區域為高，因此未將其納入分析的範圍內。

在以距離 d 為四英哩或四英哩以上所定義的子區域所作之 Global G 統計量的結果顯示，這 48 個區域在顯著水準為 0.05 之下呈現了顯著之少數與少數聚集的趨勢。進一步的以距離 d 為 5 英哩定義子區域，而在 Local Gi*統計量的分析中，顯示其中有兩個臨海的郵遞區號區域所構成的子區域呈現顯著之多數與多數聚集，而另外八個中部與中南部的郵遞區號區域所構成的子區域呈現顯著之少數與少數聚集(= 0.05)；其中後八者的標準化 Gi*絕

對值皆高於前二者，呼應了在 Global G 統計量分析中的結果。如同前一個案例，若是以單一顯著水準 Bonferroni bonds 作為顯著水準的依據($\alpha = 0.05/48 = 0.00104$)，則沒有任何子區域呈現顯著的空間聚集性。

3. 舊金山區愛滋病發生案例的空間聚集性分析(Getis and Ord, 1995)

此一研究的目的是探討舊金山周遭歷年累積的愛滋病發生案例(每一萬人的染病人數)，以 G_i 統計量(子區域不包括中心之空間單元 i ，即舊金山本身)分析圍繞舊金山四周的郡於 1988 至 1992 年的染病人數，根據其分析結果瞭解其空間分佈的情形，以看出歷年病例的空間分佈是否有可識別的改變。其研究範圍是所有加州的 58 個郡，但不同於前述兩個案例，此一研究所探討的不是以每個郡所構成的子區域，而是針對以舊金山為中心的這一個子區域，其研究有以下幾個特殊之處：

- 1)以不同的距離 d 定義子區域：研究中定義子區域的距離 d 由 20 英哩到 120 英哩，並以每 20 英哩為區間，分別定義了 6 個子區域以比較不同的子區域之分析結果。
- 2)不同的時間的累積發生案例：分析的數據資料為 1988 至 1992 共五年的年累積資料，用以瞭解五年間的差異。

就不同的時間而言，其所得的 G_i 統計量在不同定義的子區域呈現頗為一致的趨勢；但就不同的距離 d 所定義的子區域而言，其 G_i 統計量的差異卻有明顯的不同，以距離 d 為 40 英哩的 G_i 統計量最高，其中 1990、1991 與 1992 年的愛滋病累積發生案例呈現顯著的多數與多數聚集。

參、研究資料之內容探討

一、 遊憩活動參與者調查之內容

本研究之研究地區為台南市，問卷調查採偶遇抽樣方式，由訪談者於台南市五處社區公園中針對從事遊憩活動之人士進行訪談，瞭解受訪者對各遊憩活動參與頻率與其背景資料，共計有 100 組有效樣本。

研究中背景資料的分析以性別與年齡為主，所取得之樣本中女性佔 51 人，男性為 49 人。年齡方面的分佈在 14 至 66 歲之間，以 21 至 30 歲為最多，共有 36 人，其次分別為 20 歲(含)以下 28 人、31 至 40 歲 18 人、41 至 50 歲 11 人、51 至 60 歲 6 人以及 61 歲(含)以上為 1 人。

問卷中所列之遊憩活動共有以下 22 項：

- | | | | | |
|------------|------------|------------|---------------|----------|
| 1.球類活動(個人) | 2.球類活動(團體) | 3.跑步 | 4.戶外棋藝活動 | |
| 5.直排輪滑板 | 6.戶外舞蹈 | 7.戶外體操、拳術 | 8.散步 | |
| 9.登山、健行 | 10.野餐、烤肉 | 11.露營 | 12.賞鳥(蝶)、標本採集 | |
| 13.攝影寫生 | 14.游泳、戲水 | 15.泡溫泉 | 16.釣魚 | 17.划船、泛舟 |
| 18.乘船觀賞鯨豚 | 19.觀賞自然景觀 | 20. 觀賞文化古蹟 | | |

21.參加宗教活動(進香等) 22.主題樂園活動

每一項活動的參與頻率分為五類，分別為：不曾、很少參與(每年一次(含)以上)、偶爾參與(每月一次(含)以上)、經常參與(每星期一次(含)以上)以及固定參與(每天)。調查所得之參與頻率資料透過因素分析，將遊憩活動加以區分成不同類型，再利用背景資料與遊憩活動參與情形之交叉分析找出各類型參與最高的人口結構。

二、居住地人口資料與子區域定義方式之探討

本研究之資料乃是以行政院主計處 1990 年臺閩地區戶口及住宅普查資料為主，並以台南市的 253 個村里行政區為人口之空間分佈單位作為本研究之案例，利用參與者結構交叉分析之結果，將符合性別與年齡條件之各村里人口分別萃取出來，以進行居住地空間聚集顯著性分析。

在原始的 G_i^* 統計量之應用中，是利用固定的距離定義每一個空間單元與其鄰近空間單元以建立各個子區域。此一方式適用於研究範圍中空間單元形狀與面積相差不大的情形，但本研究中各村里的空間型態有極大的差異(見圖 2)，導致不同子區域間內含的村里數相差甚遠，如在台南市中心的村里與外圍的村里，不但形狀、面積相去甚多，由於各村里之鄰近村里傾向於「中心集中且面積小，外圍發散且面積大」的空間分佈趨勢，造成其子區域內的鄰近村里數有極大的落差。以圖 2 中的範例而言，對於所使用的距離 $d(=2610$ 公尺)形成相同劃分大小的子區域而言，位於中心區域的村里所形成之子區域最多可包含 148 個村里，而範例中位於外圍區域的村里，其以相同之距離 d 所形成的子區域卻只包含 1 個其它的村里。

在考量此一情形與不違反 G_i^* 統計量的適用情形下，本研究改採空間相接的定義方式進行空間聚集顯著性分析。所謂空間相接的方式是指以每一個村里與其之邊界直接鄰接者定義為同一鄰近空間單元，而不考慮各村里地理中心點間的距離。雖然子區域的面積相差較大，但子區域內村里數的差異會因此大為縮減，由表 1 的敘述中可以很清楚的看出，以空間相接方式所定義的子區域最少的鄰近空間單元為 2 個村里，最多為 14 個村里，而以距離 d 所定義的子區域最少為 1 個村里，最多為 148 個村里；另外，子區域間之空間單元數的變異情形也因此而大幅降低。

表 1：不同定義之子區域數比較

	平均數	標準差	變異係(CV)	最大值	最小值
空間相接	5.9051	1.9637	0.3325	14	2
距離 d (2610 公尺)	77.2490	50.3618	0.6519	148	1

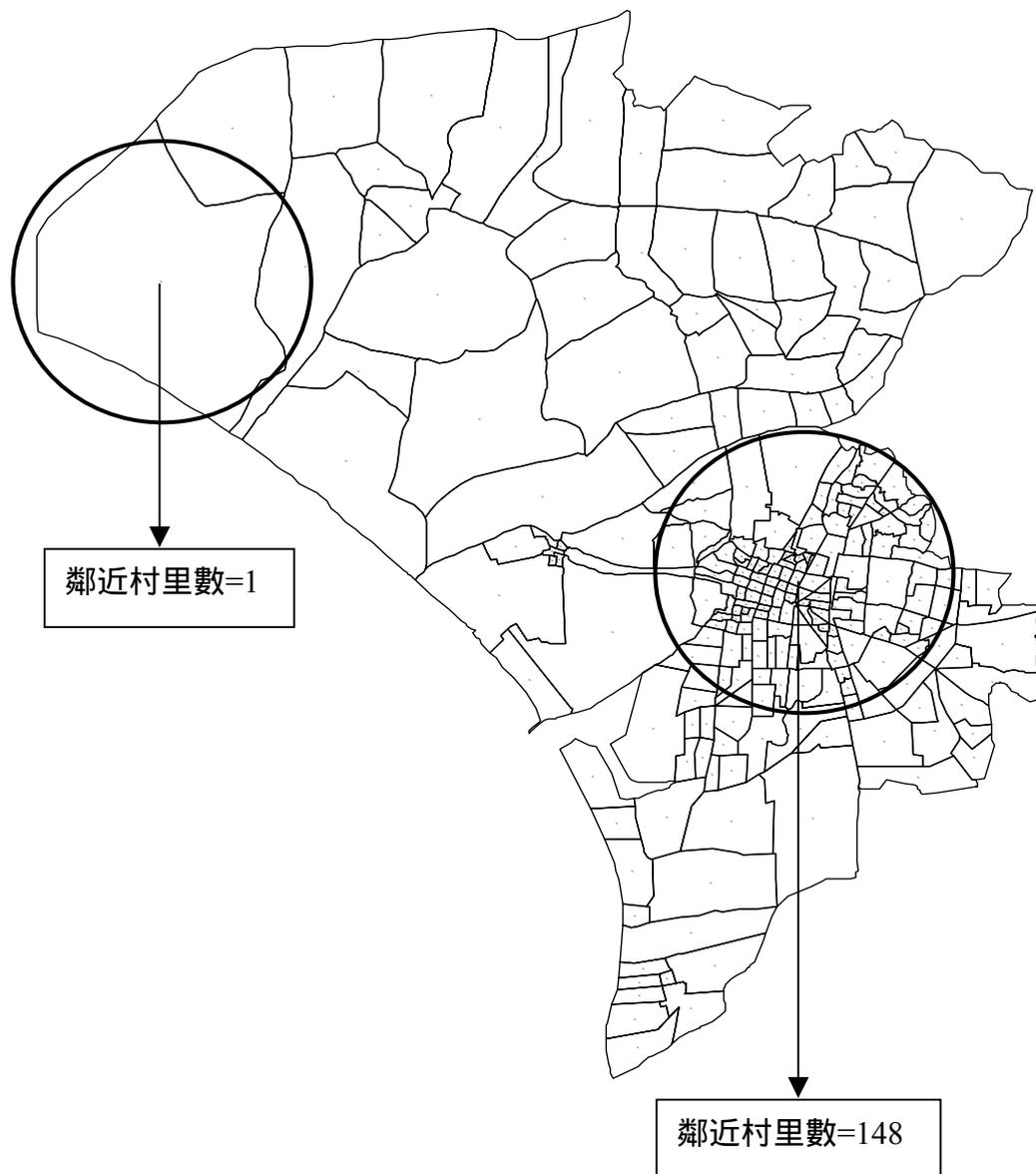


圖 2：以距離 d 定義之子區域(Pockets)範例

肆、遊憩活動類型及參與者結構分析

一、遊憩活動類型分析

在問卷調查中，各遊憩活動參與頻率之答項分為五類，並依頻率之多寡分別給予分數作為參與者之偏好指標，以利用參與頻率之因素分析將遊憩活動加以區分成不同類型。因素分析採用主成分分析法與最大變異數法作正交轉軸後萃取共同因子，其結果如表 2 所示：

表 2：遊憩活動類型因素分析

	因素一	因素二	因素三	因素四	因素五	因素六	因素七
觀賞自然景觀	0.829	0.155	3.58E-02	0.119	6.08E-02	9.75E-03	-0.131
觀賞文化古蹟	0.802	0.197	-1.02E-02	2.48E-02	0.138	5.10E-02	-0.123
參加宗教活動	0.607	-0.105	-0.183	5.69E-02	0.118	0.213	0.154
散步	0.576	2.47E-02	0.358	0.105	0.147	-0.3	0.264
划船、泛舟	-2.04E-02	0.809	0.229	0.176	8.05E-02	0.109	5.70E-02
釣魚	0.168	0.768	0.183	0.18	-4.15E-02	-2.38E-02	0.214
乘船觀賞鯨豚	2.31E-02	0.764	1.03E-02	9.45E-02	9.12E-02	4.42E-02	-0.148
跑步	8.60E-02	7.12E-02	0.843	-2.26E-02	0.187	5.48E-02	0.167
球類活動(團體)	-3.31E-02	0.115	0.821	0.178	0.151	-7.36E-02	-0.123
球類活動(個人)	-8.02E-02	0.23	0.739	0.256	9.85E-02	8.78E-02	8.71E-02
賞鳥(蝶)、標本採集	0.148	0.102	0.115	0.862	7.31E-02	8.75E-03	2.61E-02
攝影寫生	0.129	0.125	0.105	0.843	-9.45E-03	5.38E-02	0.187
露營	-8.13E-02	0.148	0.286	0.573	0.268	0.209	-0.321
戶外舞蹈	0.247	-4.37E-02	0.177	-2.90E-02	0.799	8.30E-02	2.28E-02
直排輪滑板	2.03E-02	0.114	0.185	0.25	0.631	5.51E-02	-7.12E-02
戶外體操、拳術	0.109	-3.63E-02	0.131	9.30E-03	0.618	5.32E-02	0.426
主題樂園活動	0.215	1.91E-02	1.04E-02	3.74E-03	4.61E-02	0.815	-1.94E-02
登山、健行	-0.138	0.228	9.42E-04	0.117	0.169	0.77	0.126
戶外棋藝活動	-0.131	0.103	0.109	0.138	0.151	8.21E-02	0.764
泡溫泉	0.425	0.404	-0.218	-7.71E-02	-0.283	5.42E-04	0.459
游泳、戲水	0.183	0.446	7.90E-02	-0.147	-0.104	0.139	0.316
野餐、烤肉	0.43	-0.128	0.201	0.195	-0.365	0.438	0.102
特徵值	4.677	2.613	2.024	1.657	1.538	1.229	1.144
解釋變異量	21.26%	11.88%	9.20%	7.53%	6.99%	5.59%	5.20%
總解釋變異量 = 67.64%							
KMO 值 = 0.647							
Bartlett 球形檢定 卡方值 = 807.269 p = 0.000							

遊憩活動問卷之信度係數 Cronbach's 值為 0.8071，效度係數 KMO (Kaiser-Meyer-Olkin)值為 0.647，Bartlett 球形檢定之 p 值為 0.000，因此得知適合因素分析之進行。在分析中依所得的七個因素將遊憩活動分為七種類型，此七個因素的解釋變異量分別為：21.26%、11.88%、9.20%、7.53%、6.99%、5.59%與 5.20%，所解釋的總變異量則為 67.64%，其中泡溫泉、游泳戲水、野餐烤肉三種活動之因素負荷量皆小於 0.5，因此未將此三項活動列入任何一種類型中，本研究不擬討論。此七種類型依其所包含的活動性質，加以定義如下：

類型一：靜態戶外活動類(觀賞自然景觀、觀賞文化古蹟、參加宗教活動、散步)

類型二：水域遊憩活動類(划船泛舟、釣魚、乘船觀賞鯨豚)

類型三：球類與田徑活動類(跑步、球類活動(團體)、球類活動(個人))

類型四：親近自然環境活動類(賞鳥(蝶)及標本採集、攝影寫生、露營)

類型五：社區公園活動類(戶外舞蹈、直排輪滑板、戶外體操及拳術)

類型六：動態戶外活動類(主題樂園活動、登山健行)

類型七：戶外棋藝活動類(戶外棋藝活動)

二、參與者結構分析

針對前述因素分析所區分之遊憩活動類型，本研究之參與者結構分析將探討每一類型之主要活動參與者的結構特徵，其分析方法是依據問卷調查結果中之參與者背景及遊憩活動的參與頻率進行交叉分析，找出各類型活動之主要參與者為何。

此一分析首先依問卷調查中遊憩活動類型之參與頻率，分別賦予不同的分數如下：不曾(0分)、很少參與(1分)、偶爾參與(2分)、經常參與(3分)、固定參與(4分)。其次利用問卷調查之結果，求出七種活動類型不同性別與年齡階層之參與頻率總分，由於在進行分析時 61 歲以上之樣本僅有 1 人，因此將其併入 51 至 60 歲之層級，故年齡階層分為：14-20、21-30、31-40、41-50 以及 51-66 五個層級。此外，由於不同性別之年齡階層人數有相當的差距，因此將加總後之分數分別除上年齡階層人數加以平均，其結果如表 3 所示：

表 3：不同性別與年齡階層之遊憩活動參與頻率平均分數

性別	年齡	人數	遊憩活動參與頻率之平均分數						
			類型一	類型二	類型三	類型四	類型五	類型六	類型七
男性	14-20	14	7.86	4.57	6.86	5.71	4.64	4.71	0.29
	21-30	15	8.07	2.13	3.33	2.47	1.60	4.27	0.00
	31-40	10	10.90	3.80	5.80	5.60	1.20	6.00	1.60
	41-50	6	2.83	0.00	3.33	0.00	1.17	2.83	1.33
	51-66	4	6.50	0.00	0.75	2.00	0.00	1.75	0.25
女性	14-20	14	9.14	1.43	7.36	6.43	5.43	4.50	0.29
	21-30	21	7.76	3.05	3.62	3.71	2.86	3.48	0.00
	31-40	8	12.13	2.00	2.75	2.88	4.88	6.13	0.50
	41-50	5	11.80	0.00	3.20	1.60	3.20	4.00	0.00
	51-66	3	10.00	0.00	0.00	0.00	3.00	2.33	0.00

由表 3 之分析結果可看出，各遊憩活動類型之參與頻率最高者分別為：

1. 女性 31 至 40 歲：類型一、類型六
2. 男性 14 至 20 歲：類型二
3. 女性 14 至 20 歲：類型三、類型四、類型五
4. 男性 31 至 40 歲：類型七

伍、遊憩活動參與者居住地空間聚集顯著性分析

依據前述參與者結構分析之結果，本研究以村里為空間單元，由主計處之戶口普查資料中萃取出符合上述四類結構條件之人口數，其村里人口數之空間分佈如圖 3 與圖 4 所示。圖 3 與圖 4 之人口分佈是依各類人口之四分位數加以區分，雖然由圖中可看出各遊憩活動類型之主要參與者居住地的大致分佈情形，但其集中的趨勢並不明顯，而且不易判定其統計上顯著多數之意義。

此一情形可透過 G_i^* 統計量以空間統計的方式加以改善，透過子區域將空間單元加以整合，分別探討各子區域內是否呈現空間「多數與多數」聚集與空間「少數與少數」聚集的統計顯著判定，如此一方面可以突顯空間分佈的聚集趨勢，另一方面更能夠透過統計學的基礎，對資料的空間聚集性質作是否顯著的判斷，對分析結果提供較有說服力的證據。

如同本文之前的討論，此一居住地空間聚集顯著性分析的子區域定義是採用各村里空

間相接的方式，而空間多數聚集與空間少數聚集之統計顯著則以隨機排列分配作為判定之依據。在此，本研究將隨機排列的次數設為 100 萬次，以求得較為精確的結果。另外在子區域的顯著水準定義上，Anselin(1995)認為應考量子區域之單一顯著水準(Individual Significance Level)，因此本研究除採用一般之 5%顯著水準外($\alpha=0.05$)，亦依據 Bonferroni Bound 的定義，以 α/n (亦即 $0.05/253 = 0.000198$)作為單一顯著水準之判定。

根據上述條件所作之分析，吾人將此四種主要參與者居住村里之顯著多數聚集及顯著少數聚集的子區域分列如表 4 所示，其空間分佈則分別列於圖 5 與圖 6 之中：

表 4：參與者居住地之顯著空間聚集子區域數

		遊憩活動主要參與者			
		人口結構一	人口結構二	人口結構三	人口結構四
		女性 31 至 40 歲	男性 14 至 20 歲	女性 14 至 20 歲	男性 31 至 40 歲
多數聚集	$p < 0.05$	36	31	22	42
	$p < 0.000198$	8	1	0	7
少數聚集	$p < 0.05$	40	41	49	66
	$p < 0.000198$	13	7	3	6

由表 4 之內容可以看出，此四類人口結構皆呈現顯著少數聚集之子區域數較多數聚集者為高，顯示對整個研究區域的主要參與者空間分佈而言，少數人口與少數人口之村里所組成的子區域是較為明顯的趨勢。然而，本研究在使用這種空間聚集顯著性分析時，所著重的是偏向對那些子區域內之遊憩活動參與者居住地呈現顯著多數與多數結合之探討，以利未來決策者進行遊憩活動場所提供，或進行遊憩活動行銷的市場所在等後續研究之參考，因此本研究對分析結果之討論，主要是以呈現顯著多數聚集者為主。

從圖 5 與圖 6 中可看出，對所有四類主要參與者之人口結構空間分佈而言，其多數聚集的判讀較利用如圖 3 與圖 4 的人口分佈圖更易於瞭解聚集趨勢。以下將針對此四類主要參與者人口結構之居住地空間聚集作進一步之討論：

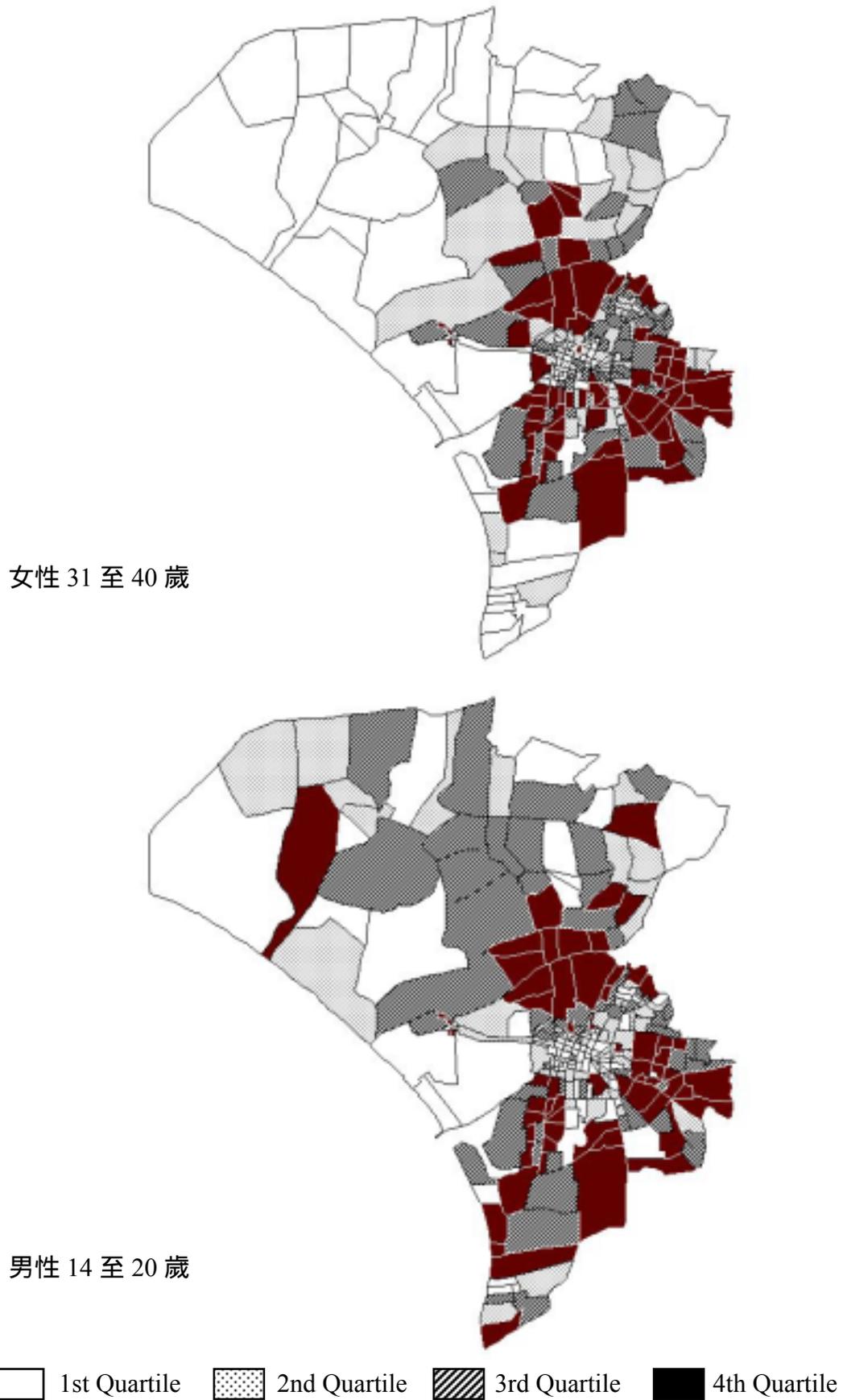


圖 3：遊憩活動主要參與者人口結構之分佈情形（一）

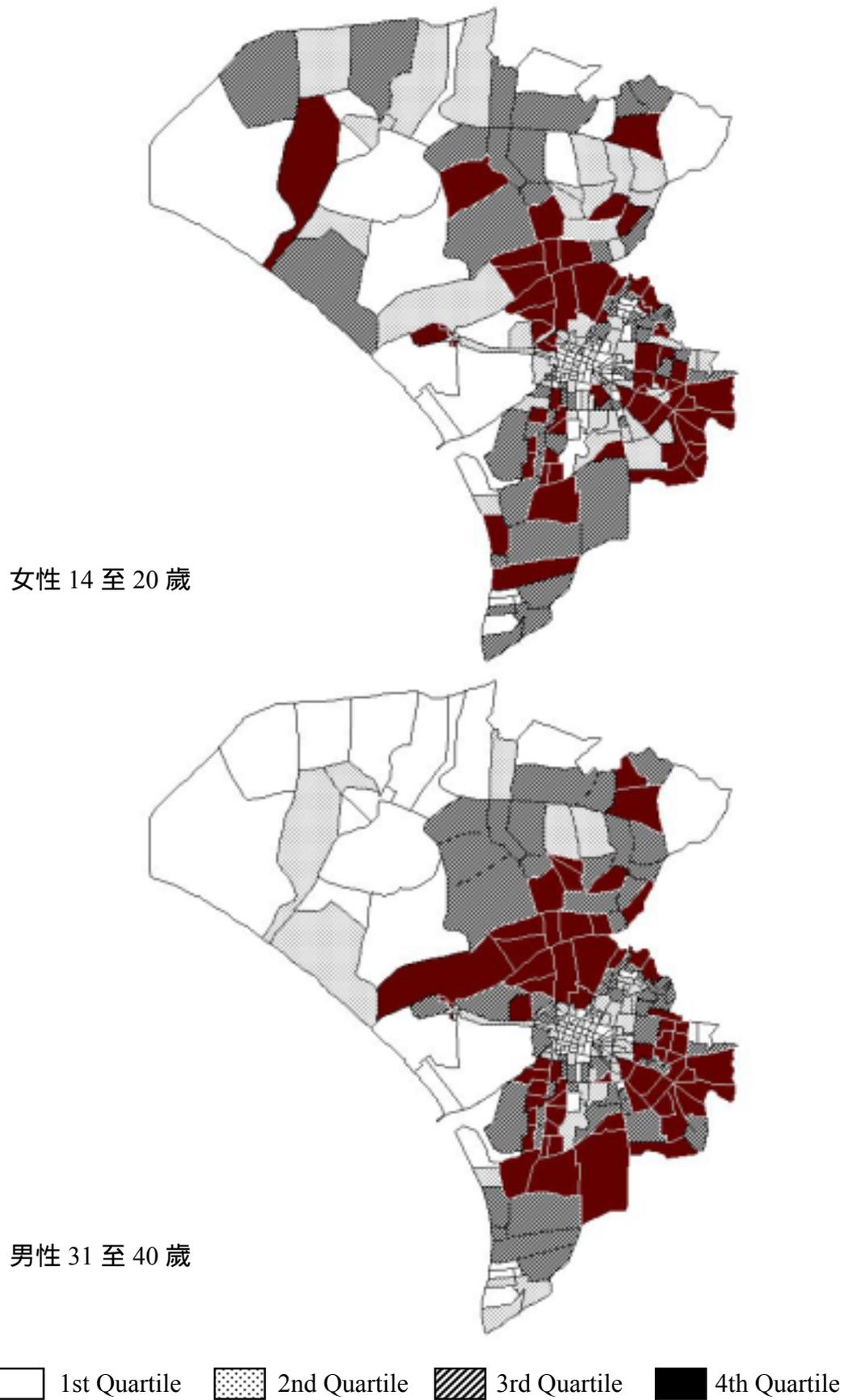


圖 4：遊憩活動主要參與者人口結構之分佈情形 (二)

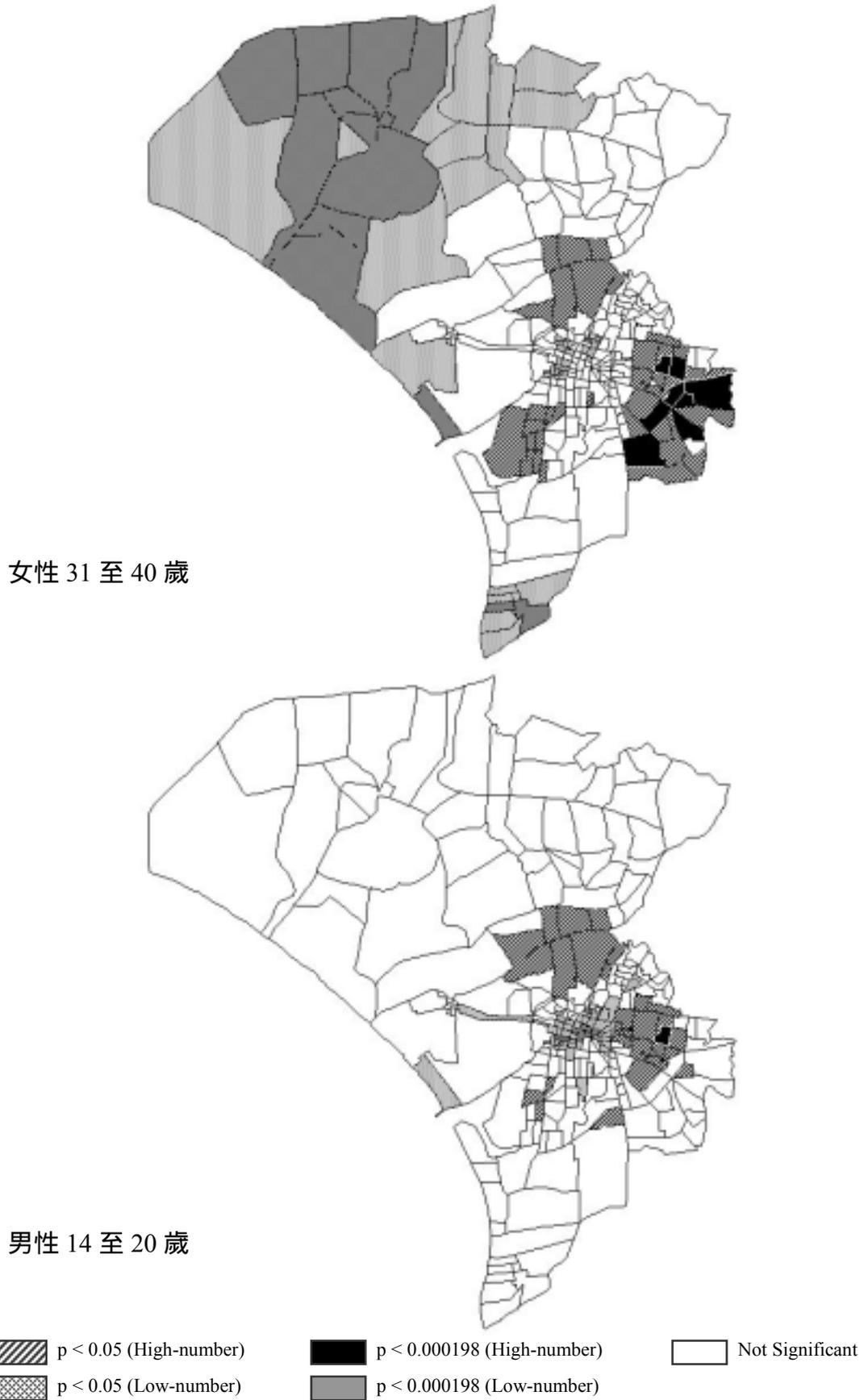


圖 5：呈現顯著聚集之子區域（一）

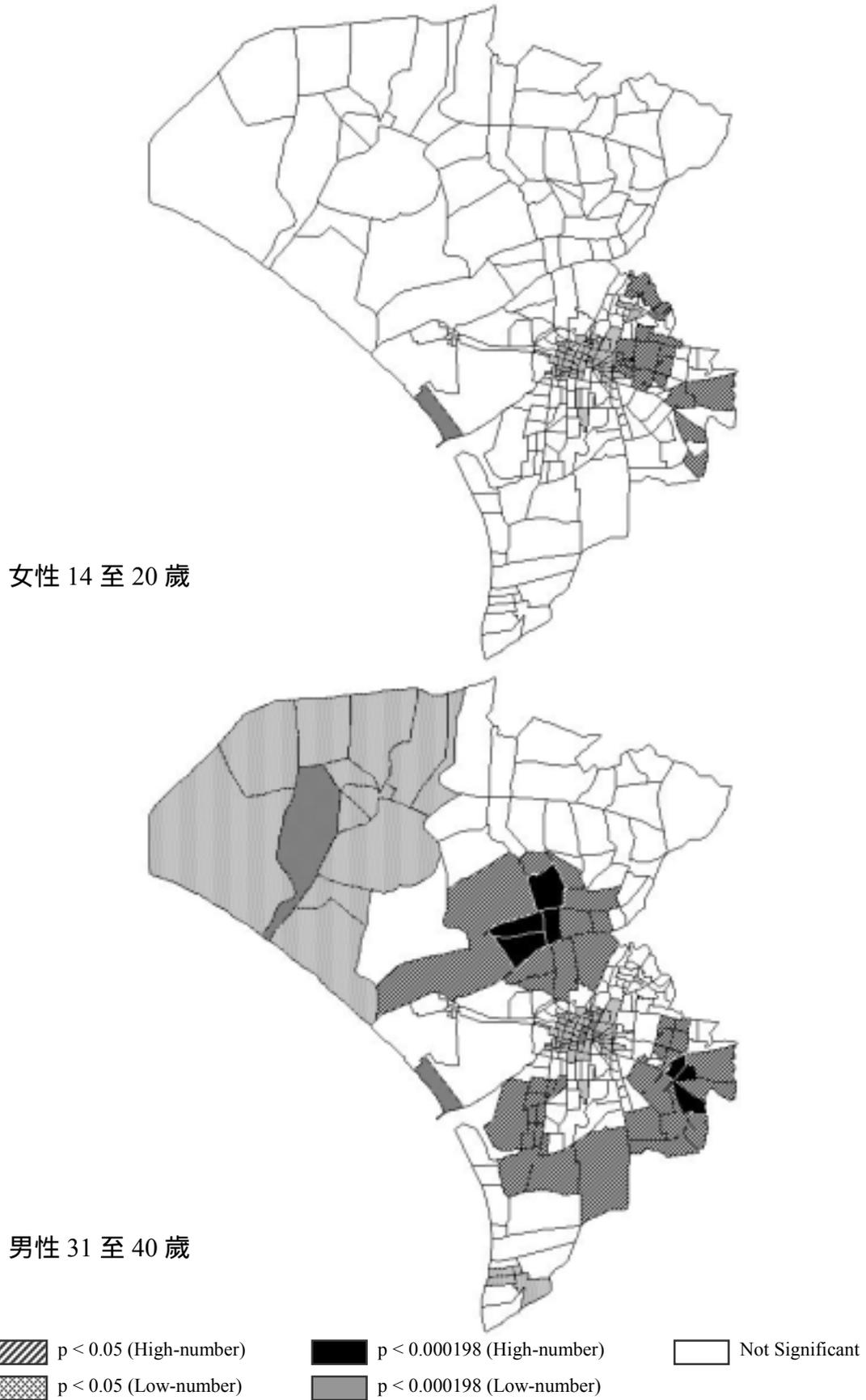


圖 6：呈現顯著聚集之子區域 (二)

一、女性 31 至 40 歲

依前述參與者結構分析中的結果，此一人口結構為靜態戶外活動與動態戶外活動的主要參與者，在此類遊憩活動參與者的居住地空間多數聚集之顯著判定上，呈現 Bonferroni Bound 單一顯著水準($p < 0.000198$)之顯著子區域共有 8 個，全都位於台南市的東側，另外在顯著水準 0.05 下呈現多數顯著聚集者則有 36 個，大致集結為環繞市中心的三個群落。值得注意的是，在四類人口結構所有的空間聚集性分析中，市中心都呈現顯著少數聚集的狀況，此現象與一般都市由中心向外發散的發展結構有所不同，而圖 3 與圖 4 的人口分佈圖也印證了此一特殊的空間分佈情形。

二、男性 14 至 20 歲

男性 14 至 20 歲為調查中水域遊憩活動類的主要參與者，其居住地空間多數聚集在單一顯著水準 0.000198 呈現顯著之子區域僅有 1 個，其空間位置位於台南市東側，而在顯著水準 0.05 下呈現多數顯著聚集者則有 31 個，除部分同處於東側外，一部分位於市中心北側，其他少數散落於市中心南側。若對照圖 3 中的人口分佈情形，則可發現一有趣之現象：雖然此人口結構中高於第三四分位數(即 forth quartile)的村里分散較呈現顯著多數聚集之子區域為廣，但分析結果卻較為集中。其可能原因有二：一是村里本身之男性 14 至 20 歲人數雖較多，但與其構成子區域的鄰近村里人口卻較少；另外一個主要因素可能是學區的關係，以唯一在單一顯著水準 0.000198 呈現顯著之子區域而言，其所在位置就在成功大學週邊，其四周之子區域在顯著水準 0.05 下亦呈現顯著的多數聚集，雖然同樣是高於第三四分位數的村里，其人口數確相對較高。

三、女性 14 至 20 歲

於調查中女性 14 至 20 歲之主要遊憩活動參與類型包括球類與田徑活動、親近自然環境活動以及社區公園活動，其居住地子區域在 0.000198 之單一顯著水準下，皆未呈現顯著多數聚集的情形，但有 22 個子區域於 0.05 顯著水準下呈現顯著多數聚集。此 22 個呈現顯著多數聚集的子區域大致位於市中心東側，此一分佈的可能原因之一與男性 14 至 20 歲類似，屬於學校週邊所產生之特定人口結構聚集之影響。

四、男性 31 至 40 歲

男性 31 至 40 歲為戶外棋藝活動的主要活動參與者，其居住地子區域呈現顯著多數聚集者形成兩個大的區塊，分別位於市中心之北側與南側，在 0.000198 之單一顯著水準下，北側呈現顯著多數聚集的子區域有 4 個，南側則有 3 個，於 0.05 顯著水準下呈現顯著多數聚集者，北側與南側各為 11 及 31 個。將圖 6 中男性 31 至 40 歲居住地顯著多數聚集的子區域空間分佈情形，對照圖 4 的人口分佈情形，其空間聚集的情形大致相符，但空間統計之結果可以更清楚的看出聚集趨勢，同時也能提供統計基礎作顯著與否的判定。

陸、結論

本研究的進行首先是對研究地區的遊憩活動參與者進行問卷調查，以取得受訪者對各遊憩活動參與頻率與其背景資料；其次以調查結果中 22 個遊憩活動之參與頻率，作為參與者之參與偏好指標，利用因素分析將所調查之遊憩活動分為七種不同的遊憩活動類型；之後再以此七種活動類型之參與頻率以及問卷調查之性別和年齡等背景資料從事交叉分析，定義出這些活動類型的主要參與者之四個人口結構，亦即：女性 31 至 40 歲、男性 14 至 20 歲、女性 14 至 20 歲與男性 31 至 40 歲；最後以此四個主要參與者之人口結構為分析對象，分別進行居住地空間聚集顯著性分析，以找出遊憩活動參與者呈現顯著多數聚集之區域。

在空間聚集顯著性分析方面，本研究考慮到研究地區內各村里間人口數量有極大的差異，因此驗證時以隨機排列分配作為顯著判定之依據，而非將之建立在常態分配之假設。事實上，研究在進行中發現常態分配與隨機排列分配對子區域屬於多數聚集或少數聚集的判定其實相去不遠，其差別約只有幾個子區域，且都不顯著；但在顯著的判定上，隨機排列分配的方式要較常態分配的假設更能精確的找出顯著聚集的子區域。

另外，在子區域的定義上，以空間相接之空間單元作為定義子區域的方法取代固定半徑 d 的子區域定義方式，確實能大幅降低各子區域內村里數的變異，也讓空間聚集顯著性分析的結果較為合理。針對不同目的的分析，子區域也可以採用不同的定義方式，如欲瞭解在一縣市內要設置社區型的遊憩設施，可考慮此類遊憩活動的參與者可接受的距離等條件，決定子區域的定義方法(如特定的步行或交通時間等)，對參與者的所在地進行分析；另外，在遊憩活動的行銷方面，也可以考慮其特定市場的資訊傳佈(information dissemination)範圍，設定其子區域劃分之準則。

參考文獻

1. Anselin, L., Spatial Econometrics: Methods and Models, Dordrecht, The Netherlands: Kluwer Academic Publishers, 1988.
2. Anselin, L., What is Special About Spatial Data? Alternative Perspectives on Spatial Data Analysis, Santa Barbara, CA: National Center for Geographic Information & Analysis, 1989.
3. Anselin, L., Spacestat Tutorial: A Workbook for Using Spacestat in the Analysis of Spatial Data, Morgantown, WV: Regional Research Institute, West Virginia University, 1992.
4. Anselin, L., "Local Indicators of Spatial Association - LISA" *Geographical Analysis*, April 1995, pp. 93-115.
5. Bailey, T. and A. Gatrell, Interactive Spatial Data Analysis, New York, NY: John Wiley & Sons,

- 1995.
6. Bartlett, M., The Statistical Analysis of Spatial Pattern, London: Chapman and Hall, 1975.
 7. Berry, B. and D. Marble, eds., Spatial Analysis-A Reader in Statistical Geography, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1968.
 8. Cliff, A. and J. Ord., Spatial Autocorrelation, London: Pion, 1973.
 9. Cliff, A., et al., Element of Spatial Structure: A Quantitative Approach, Cambridge: Cambridge University Press, 1975.
 10. David, J., Statistics and Data analysis in Geology, New York, NY: John Wiley & Sons, 1986.
 11. Gatrell, A., Distance and Space: A Geographical Perspective, New York: Oxford University Press, 1983.
 12. Getis, A. and J. Ord, "The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics" *Geographical Analysis*, July 1992, pp. 189-206.
 13. Getis, A. and J. Ord, "Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application" *Geographical Analysis*, October 1995, pp. 286-306.
 14. Haining, R., Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences, Cambridge: Cambridge University Press, 1990.
 15. Lin, W., Spatial Analysis Techniques for the Comparison of Spatial Data Sets from Urban Models, Diss. University of Pennsylvania, 1997. Ann Arbor: UMI, 1998. 9814878.
 16. Nijkamp, P. and H. Scholten, "Spatial Information System: Design, Modeling, and Use in Planning" *International Journal of Geographical Information Systems*, Vol. 7(1), 1993, pp. 85-96.
 17. Odland, J., Spatial Autocorrelation, Newbury Park, CA: Sage Publications, 1988.
 18. Okabe, A. and Y. Sadahiro, "A Statistical Method for Analyzing the Spatial Relationship Between the Distribution of Activity Continuously Distributed over a Region" *Geographical Analysis*, Vol. 26(2), 1994, pp. 152-167.
 19. Oppenheim, N., Applied Models in Urban and Regional Analysis, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1980.
 20. Ripley, B., Spatial Statistics, New York: John Wiley and Sons, 1981.
 21. Ripley, B., Statistical Inference for Spatial Process, London: Cambridge University Press, 1988.
 22. Shaw, G. and D. Wheeler, Statistical Techniques in Geographical Analysis, 2d ed., New York: Halsted Press, 1994.
 23. Smith, Stephen L.J., Tourism Analysis, 2nd ed., Essex, England: Longman Group, 1995.
 24. Walter, S., "A Simple Test for Spatial Pattern in Regional Health Data." *Statistics in Medicine*, Vol. 13, 1994, pp.1037-1044.