

嘉南藥理科技大學專題研究計畫成果報告

計畫編號：CN9902

總計畫名稱：台南縣市觀光導覽系統建立與遊憩效益之評估

子計畫名稱：觀光遊憩區遊憩效益之評估-以台南縣市為例

執行期間：99年1月1日至99年12月31日

整合型計畫

個別型計畫

計畫總主持人：何東波

計畫主持人：

子計畫主持人：董志明

中華民國一〇〇年二月二十五日

摘要

關鍵詞：古蹟、遊憩效益、旅遊成本法

台灣的經濟發展快速，使得國民所得提高並開始重視生活品質，加上 2001 年實施週休二日，人們休閒時間增加，從事休閒遊憩活動的頻率日趨增多，因此觀光遊憩區的完善規劃及環境品質的提升越形重要，為能有效率的達成上述事項，觀光遊憩區的遊憩效益評估成為亟待瞭解的一個議題。

本校比鄰台南縣市，對台南縣市的觀光遊憩發展有克盡一份心力之職責。為使台南縣市政府管轄的遊憩區能永續發展及利用，有效的評估觀光遊憩區的遊憩效益，已成為相當的課題。故本研究以問卷方式對於台南市一級古蹟的遊客進行調查，調查結果經由 T 檢定及單因子變異數分析 (One-way ANOVA) 分析遊客的人口統計變量對總旅遊成本是否存在顯著差異，並應用「非市場估價法」之「旅遊成本法」(Travel Cost Method, TCM) 估算台南市一級古蹟的遊憩效益。

一、前言

近年來台灣日趨生活富裕，加上週休二日制度實施，國民閒暇時間增加，因此對休閒遊憩的需求日漸殷切，遊客已經逐漸重視學習新的事物和知識，因此在一些不用收門票的人文氣息濃厚之景點也逐漸興起，得以讓文化與觀光相結合帶動城市的發展。就像古蹟旅遊已成為新的型態與資源，然而現在遊客參觀古蹟為了教育、享受、放鬆，主要特色有兩點；第一是結合了人物與事件所形成的古蹟地點；第二是古蹟的空間包含歷史建築和遺物，可供人們區別歷史的印象。讓古蹟的實用性成為休閒觀光場所，也顯示古蹟在觀光遊憩活動中的價值。在台灣的文化裡，理當由歷史文化發源地-府城古都開始。俗諺：「一府二鹿三艋舺」，台南市是台灣的發祥地，是全台歷史最悠久的城市。在荷蘭時期，荷蘭人佔領台南，築熱蘭遮城(安平古堡)與建普羅民遮城(赤崁樓)。明鄭時期，興建台灣第一座孔廟、祭典武廟、延平郡王祠等眾多大小不一的廟宇。清領時期，改明鄭的承天府為台灣府，建四草砲台及安平小砲台，英商於安平設德記、和記洋行，億載金城砲台完工，建赤崁樓清式建築，台灣府改台南府。日治時期，日軍進據台南，台南驛(台南火車站)的改造落成對台南市容也做了不少頭換面的功夫。古都台南就在日人手中，逐漸有了現代化都市的雛型。二戰後定台南市為省轄市。全市劃分為 7 個行政區。300 多年來所累積的傳統文化精華，使台南成為無可取代的文化古都，擁有百處以上歷史遺跡且具有特色。

但目前台南市政府管轄的古蹟遊憩區，大都以收取少量的門票做為環境維護的費用，因此古蹟遊憩區維護及環境品質改善不易。為使台南市政府管轄的古蹟遊憩區能永續發展及利用，如何有效的評估其遊憩效益，已成為推動古蹟遊憩區規劃及環境品質改善刻不容緩的課題。但由於市政府管轄的古蹟遊憩資源具有「公共財」之特性，常常無法從市場上獲得價格資訊，因此發生了評估上的困難，故必須使用非市場財貨的估計方法來加以評估其效益。

遊憩效益是指滿足人們某種需求(如：觀賞娛樂、休息...等)所產生的效果，沈勤銘(2005)狹義的從遊憩體驗的角度來看，遊客前往遊憩環境中從事某項遊憩活動後，得到依其滿意度程度不同所感受之遊憩體驗，並從中產生效益，稱之為遊憩效益，其產生過程如圖 1 所示。

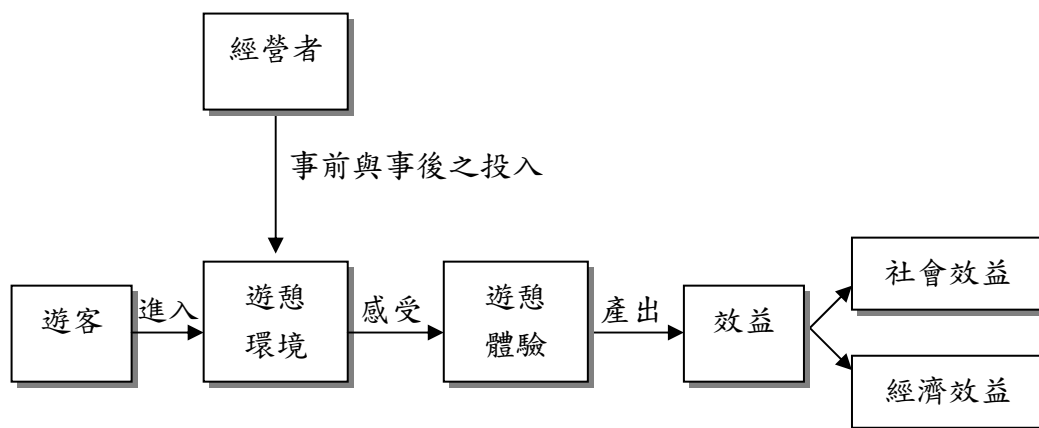


圖1 遊憩效益產生過程

資料來源：李明宗(1994)

遊憩資源所產生的遊憩效益一般可分使用者價值跟非使用者價值兩大類：

- (1) 使用價值(use value, UV)：一般遊客在從事遊憩活動或使用遊憩資源時，所獲得的效益，使用價值還包括了直接使用價值跟間接使用價值。
- (2) 非使用價值(non-use value, NUV)：指的是遊客不用實際到遊憩地點去使用遊憩資源，是由於遊憩資源存在而產生之效益，非使用價值還包括了存在價值(existence value, XV)、遺贈價值(bequest value, BV)、經濟效益(benefits of resource, BR)。

理論上而言遊憩效益是滿足人們心理或生理需求的精神損益，所產生的一種虛幻、不可度量的效用。雖說其不可度量，但可透過替代價值如：替代花費、機會成本、支付意願、邊際效用等原理，利用相關市場之消費行為所導致的貨幣化來評估其遊憩效益。根據經濟理論上效益的分析，將主要的非市場財貨估計方法分為「所得補償法」與「支出函數法」。而其中又以所得補償法的「條件評估法」與支出函數法的「特徵價格法」與「旅遊成本法」最為重要(陸雲，1990)。上述「旅遊成本法」為透過旅遊需求函數計算遊客的消費者剩餘，進而估算遊憩區的遊憩效益，至於「條件評估法」則為估計遊憩區恢復和保護的使用與非使用價值。以下僅就相關研究常使用的「旅遊成本法」及「條件評估法」做一文獻回顧及說明。

1.1 旅遊成本法

旅遊成本法(TCM)構想之提出可遠溯自 Hotelling(1947)，其從不同的居住區中觀察旅遊距離和旅遊參與率，據此導出遊憩需求函數，進而估算遊憩效益。Clawson(1959)和 Knetsch(1963)利用消費者剩餘建立遊憩需求函數，確立旅遊成本法理論運用的發展，其後歷經多位學者[McConnell(1975), Cesario and Knetsch(1976)...等]針對其缺點加以修改後，此方法才廣泛被學者應用與討論。近年來，旅遊成本法(TCM)在評估遊憩資源價值已經廣泛的應用到不同的領域旅遊，如：Wilman(1980)結合了特徵價格與旅遊成本法進行海濱遊憩價值的研究；Hof and Rosenthal(1987)利用密蘇里與堪薩斯州境內 11 個水庫的遊客資料，估計遊憩旅遊時間成本；Rosenthal(1987)則考慮到遊憩替代的重要性，比較三種不同旅遊成本法的替代價值；Berstrom and Cordell(1991)則是建立了多起點多迄點的旅遊成本法。在國內方面，黃榮賜(1988)曾以旅遊成本法之線性函數建立都市公園遊憩效益的評估模式；黃宗煌(1990)曾利用旅遊成本法評估台灣地區國家公園之遊憩效益。

1.2 條件評估法

條件評估法(CVM)的概念最早係由 Ciriacy-Wantrup(1947)提出，建議可採用「直接詢問法」來衡量自然資源的價值，可是並未立即應用於資源的評估，直到 Davis(1963)首先將其應用於評估美國緬因州地區狩獵效益評估上。Randall et al.(1974)進一步闡釋條件評估法的理論優點及特性，自此條件評估法除了在學術界有豐富之研究成果外，在行政決策工作上也受到高度的重視。條件評估法主要將人們對於財貨的偏好以貨幣數量表示，針對所欲研究之環境價值設計一個假想市場，利用問卷調查方式，詢問受測者其願付價格或願受補償價值，以推估某地區環境品質變化之效益、成本或資源的存在價值。近三十年來，條件評估法在各種領域被廣泛地應用來衡量評估各種資源，如：Walsh et al.(1984)以條件評估法的開放式出價法推估美國科羅拉多州荒地之保育價值；Moran(1994)使用雙界二分選擇之條件評估法推估肯亞野生動物保護區及國家公園生物多樣性之保育效益。在國內方面，陳依筠(2005)以條件評估法應用於雪霸國家公園雪見遊憩區之遊憩效益；鍾宜庭(2005)利用重要一表現分析法與條件評估法來探討遊客對淡水漁人碼頭遊憩體驗之重視度與滿意度間的關連性，以及對維護環境資源之願付價格。尤其是沒有市場價格的環境資源財貨，特別在成本效益評估使用日益頻繁的情況下，更加速對條件評估法的需求。

綜合上述旅遊成本法及條件評估法文獻得知，兩種評估方法最大之不同，在於旅遊成本法是視遊客所花費的旅遊成本為使用該資源的價格，以估算遊客對該資源的需求，進而求出遊憩資源的經濟效益。條件評估法則是建立假設性市場，詢問遊客對該遊憩資源的願意支付額及願受補償價格，作為該資源的經濟效益。就福利或效益評估的觀點而言，旅遊成本法是間接法，而條件評估法是直接法。這是因為條件評估法所得之結果即為消費者剩餘，而旅遊成本法則必須先透過一些假設（如旅遊成本、環境品質變化或其他假設）而導出需求函數，然後再求消費者剩餘。

至於本研究則採用旅遊成本法，先行探討台南縣市政府管轄的一級古蹟之遊憩效益，期望研究成果可提供公共遊憩區維護及管理之參考，以達到遊憩資源永續利用之目標。

二、研究對象及方法

2.1 研究對象

根據中華民國文化資產保存法規定，古蹟分為三種，分別為國家古蹟（一級古蹟）、直轄市古蹟（二級古蹟）及縣市級古蹟（三級古蹟），其中 1997 年之前指定者，以一級、二級、三級區分，之後指定者則以主管機關劃分。古蹟分級的意義，取決於其所代表的歷史影響力，並且可以隨時代意義而調整其級別，而一級古蹟通常是在全國範圍內比較有代表性者，年代不一定是最久遠。台南市為名列府城首位，擁有保存最多老街、歷史特色建築與環境，是最具歷史價值的都市，其古蹟數量僅次於台北市，但就級別，台南市的一級古蹟最多，有七座一級古蹟(如表 1 所示)，因本校位居台南地區，挾地緣之便，本研究則設定台南一級古蹟為研究範圍。

表 1 臺閩地區一級古蹟一覽表

古蹟名稱	地區	古蹟名稱	地區
------	----	------	----

基隆二沙灣砲臺	基隆市	台南孔子廟	台南市
淡水紅毛城	台北縣	安平古堡	台南市
大坌坑遺址	台北縣	祀典武廟	台南市
圓山遺址	台北市	台南五妃廟	台南市
台北府城北門	台北市	王得祿墓	嘉義縣
金廣福公館	新竹縣	鳳山縣舊城	高雄市
鹿港龍山寺	彰化縣	卑南文化遺跡	台東市
彰化孔子廟	彰化縣	八仙洞遺址	台東縣
八通關古道	南投縣	澎湖天后宮	澎湖縣
赤崁樓	台南市	西嶼西臺古堡	澎湖縣
億載金城	台南市	西嶼東臺古堡	澎湖縣
大天后宮	台南市	邱良功母節孝坊	金門縣

資料來源：行政院文建會(2009)，本研究整理

2.2 研究方法

2.2.1 旅遊成本法之模型建構

旅遊成本法的基本概念是認為消費者至各自旅遊地的總旅遊成本反映此消費者到此地從事遊憩活動的價格，不同遊客群的旅遊成本不同，因此其旅遊需求量不同。一般而言，旅遊成本(及遊憩價格)較高者，其需求量較低，符合需求法則(law of demand)。假設消費者的遊憩效用受到旅遊次數(q)、每次旅遊成本為(p)、合成商品價格(Z)之影響，在所得(Y)限制下，消費者的效用極大化問題為：

$$\begin{aligned} \text{Max } & U(Z, q) \\ \text{S.t. } & Z + pq = Y \end{aligned} \quad (1)$$

求解(1)式的效用極大化問題，可得到消費者對旅遊地的旅遊需求函數(trip demand function, TDF)為：

$$q^* = q^*(p, Y) \quad (2)$$

在實證研究上，影響旅遊需求的解釋變數除了旅遊成本外，也可能包括個人的社經特徵(socio-economic characteristics)變數，因此可建立如下的迴歸模型：

$$q = f(x_1, x_2, \dots, x_n, p, Y) \quad (3)$$

其中 x_1, x_2, \dots, x_n 分別代表個人的社經特徵變數(如性別、年齡、教育程度、職業別、至此地點旅遊的其他訊息等自變數)、 p 為旅遊成本、 Y 為所得。

在價值衡量方面，當財貨價格或所得改變時，以效用(utility)作為效益衡量的指標，但由於效用無法直接觀察，且難以量化，故應用上仍設法將效用貨幣化，利用剩餘的概念來衡量效益的變動。因此遊客個人的旅遊需求函數 q 一旦推估出來後，依據此函數即可以積分法估算代表性旅遊者的消費者剩餘(consumer surplus, CS)，以此做為遊憩地點的遊憩經濟效益。其計算方法如下：

$$CS = \int_{p_L}^{p_H} f(x_1, x_2, \dots, x_n, p, Y) dp \quad (4)$$

式中 $f(x_1, x_2, \dots, x_n, p, Y)$ 為旅遊需求函數， p_H 為所有樣本中最高的旅遊支出， p_L 為所有樣本中最低的旅遊支出。

2.2.2 旅遊需求之實證模型

本研究選擇計數模型(count data model)做為估計需求函數時所使用的計量模型，乃是因為計數模型為最一般最常用以分析具有獨立且非負整數(independent and non-negative integer)資料性質的計量經濟模型。由於抽樣調查對象為至台南市一級古蹟之遊客，至少來過台南市一級古蹟一次以上，因此需求函數中之因變數(dependent variable)也就是旅遊次數必定大於零且至少等於 1，因此符合計數模型的資料特性。且問卷中旅遊次數的定義為「前來台南市一級古蹟旅遊的次數」，因此具有特定單位期間內的特性，除此之外，旅遊次數為截斷於零的非負整數，故樣本資料具有截斷(truncated)於零的特性。綜合以上資料特性，本研究將使用截斷波松迴歸模型(truncated Poisson model, TPOIS)來作為分析工具。然而，應用波松迴歸模型時，需滿足兩項條件限制，一為在某段時間內，每次事件的發生是相互獨立，且波松分配的平均值需等於變異數。若樣本資料的變異數大於平均值時，則會有過度離散(over-dispersion)的問題產生。由於遊客為本研究調查對象，因此每個受訪遊客的資料變異程度大，由此可推估將可能有過度離散的情況。在以往的文獻中，大多以負二項迴歸模型(negative binomial regression model, NB)予以修正，經由負二項迴歸模型估計結果可得一估計的 α 值，其代表平均數與變異數不相等的估計係數，用來檢定波松模型是否有過度離散的問題；若 α 值大於零，表示波松模型估計有過度離散的問題，則應用負二項迴歸模型來估計遊客之遊憩效益較為恰當。然而本研究資料具有截斷於零的特性，故再多採用截斷於零的負二項分配模型(Truncated-at-zero negative binomial model, TNB)。由於經常參與遊憩活動的遊客有較高的受訪率，即會產生內生分層的問題，因此有學者提出可同時解決樣本資料截斷及內生分層的 On-Site Poisson 模型概念。

綜合上述，本研究將應用 TPOIS 模型、TNB 模型及 On-Site Poisson 模型，對前來台南市一級古蹟之遊客的遊憩需求進行估計。根據定義 TPOIS 模型、TNB 模型及 On-Site Poisson 模型如下：

一、TPOIS 分配模型

假設 Y_i 代表的為第 n 個觀察值， j 為可能 Y_i 的數值，本研究假設的被解釋變數為旅遊次數，因此 j 為非負的整數。而 λ 為被估計的參數。因此標準的 Poisson 模型如下：

$$\Pr(Y_i = j) = F_p(j) = \frac{\exp(-\lambda)\lambda^j}{j!} \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

若將此迴歸延伸，考慮至不同的參數 λ_i ， β 為欲評估之參數。

$$\lambda_i = \exp(x_i\beta) \quad (6)$$

而 Poisson 分配的應用條件為平均值等於變異數：

$$E(Y_i) = \text{Var}(Y_i) = \lambda_i \quad (7)$$

因此推估出標準 Poisson 的遊憩需求函數為：

$$E(Y_i | X_i) = \lambda_i = \exp(X_i \beta) \quad (8)$$

因為本研究所採用的資料具有截斷的特質，因此 Poisson 左截尾於零模型中，較標準的 Poisson 模型多乘以 $\left[\frac{1}{1 - \exp(-\lambda_i)} \right] \cdot \left[\frac{1}{1 - \exp(-\lambda_i)} \right]$ 表示扣除因採用現場抽樣，而造成未調查不在現場的遊客所造成的誤差。因此截斷的 Poisson 模型如下：

$$\Pr(Y_i = j | Y_i > 0) = \frac{\exp(-\lambda_i) \lambda_i^j}{j!} \left[\frac{1}{1 - \exp(-\lambda_i)} \right] \quad (9)$$

二、TNB 分配模型

Poisson 分配為最簡單的非負整數分配模型，但當資料不符合平均值等於變異數之條件時，則會產生過度離散的問題。此時，可藉由 Poisson 分配延伸至負二項分配模型，標準負二項分配模型如下：

$$\Pr(Y_i = j) = F_{NB}(j) = \frac{\gamma\left(j + \frac{1}{\alpha}\right)}{\gamma(j+1)\gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)} (\alpha\lambda_i)^j (1 + \alpha\lambda_i)^{-\left(j + \frac{1}{\alpha}\right)} \quad (10)$$

負二項模型從 Poisson 模型延伸，其中 λ_i 呈 Gamma 分配。則可得到標準負二項的需求函數為：

$$E(Y_i | X_i) = \lambda_i = \exp(X_i \beta) \quad (11)$$

$$\text{Var}(Y_i | X_i) = \lambda_i (1 + \alpha\lambda_i) \quad (12)$$

若考慮截斷資料時，則截斷負二項模型如下：

$$\Pr(Y_i = j | Y_i > 0) = \frac{\gamma\left(j + \frac{1}{\alpha}\right)}{\gamma(j+1)\gamma\left(\frac{1}{\alpha}\right)} (\alpha\lambda_i)^j (1 + \alpha\lambda_i)^{-\left(j + \frac{1}{\alpha}\right)} \left[\frac{1}{1 - (1 + \alpha\lambda_i)^{-\left(\frac{1}{\alpha}\right)}} \right] \quad (13)$$

三、On-Site Poisson 模型

由上可知，對前來台南市一級古蹟的遊客來說，本研究所訪問到的遊客僅為是現場旅遊者，因此會產生截斷的問題，所以在估計時必須利用 TPOIS 與 TNB 模型加以估計。可是在現場抽樣的遊客也會產生內生分層之問題，就是經常前來台南市一級古蹟的遊客會有較高的受訪機率，所以若使用 TPOIS 與 TNB 模型來估計將無法處理內分層的問題，因此本研究將探討能同時解決樣本資料截斷與內生分層的 On-Site Poisson 模型之概念，並進一步建立其概似函數(李俊鴻、陳吉仲，

2007)。

假設 $g(x_i)$ 為前來台南市一級古蹟受訪遊客的機率密度函數，其條件機率密度函數為(Haab and Mcconnell,2002)：

$$g(X_i | X_i > 0) = \frac{g(X_i)}{P(X_i > 0)} \quad (14)$$

由上式可知，前來台南市一級古蹟受訪遊客的旅遊次數皆大於 0，且為正整數。則受訪遊客的旅遊次數比率函數 $h(x)$ 可表為下式：

$$h(X) = \frac{xN_x}{\sum_{i=1}^{\infty} iN_i} = \frac{x \binom{N_x}{N}}{\sum_{i=1}^{\infty} i \frac{N_i}{N}} = \frac{xP_x}{\sum_{i=1}^{\infty} iP_x} \quad (15)$$

上式中的分子為前來台南市一級古蹟受訪遊客的旅遊總次數，分母則為所有前來台南市一級古蹟受訪遊客的旅遊總次數。由於旅遊次數的母體比例 (P_x) 未知，故母體之旅遊次數可視為一個間斷隨機變數的機率函數 ($g(x)$) 如下：

$$P(x) = g(x) \quad , x \in \{0,1,2,3,\dots\} \quad (16)$$

將上式代入(15)式，則台南市一級古蹟現場樣本 j 旅遊次數的母體機率函數可表為下式：

$$h(j) = \frac{j \cdot g(j)}{\sum_{i=1}^{\infty} i \cdot g(i)} \quad (17)$$

其中， x 為一個正整數的隨機變數。因此， x 的期望值可說明如下：

$$\sum_{i=1}^{\infty} i \cdot g(i) = \sum_{w=0}^{\infty} w \cdot g(w) = E(x) \quad (18)$$

在這一個現場抽樣的例子中，我們即可將受訪遊客在第 j 次旅遊的機率表為下式：

$$h(j) = \frac{j \cdot g(j)}{E(x)} \quad (19)$$

具有現場樣本之截斷特性可由(19)式看出。若以考慮使用者為母體，則母體的機率分配 $g(x)$ 將在 0 次被截斷。因此在台南市一級古蹟受訪遊客的旅遊次數 x 的隨機分配可表為下式：

$$P(X | x > 0) = g(X | x > 0) = \frac{g(x)}{P(x > 0)} \quad x, \in (0,1,2,3,\dots) \quad (20)$$

將上式代入(17)式中，則在截斷的特性下，具有內生分層樣本旅遊次數 x 的機率函數可表為下式：

$$h(j | x > 0) = \frac{j \frac{g(j)}{P(x > 0)}}{\sum_{i=1}^{\infty} i \frac{g(i)}{P(x > 0)}} = \frac{j \cdot g(j)}{\sum_{i=1}^{\infty} i \cdot g(i)} = h(j) \quad (21)$$

由上式可得知，在台南市一級古蹟現場樣本之內生分層特性下，受訪遊客前往台南市一級古蹟之旅遊行為必須透過旅遊次數的期望值的倒數來加權。令 $g(X|z_i, \theta)$ 為具有個人旅遊屬性的特性分

配，其共變量矩陣為 z_i ，而 β 則為母體參數。因此現場樣本第 j 次的旅遊次數機率可表為下式：

$$h(j|X_i) = \frac{jg(j|z_i, \theta)}{Ep(x_i)} \quad (22)$$

將原本的 Poisson 模型(5)式與期望值 $E(x_i) = \lambda_i$ 代入上式，即可導出同時產生截斷與內生分層特性的 Poisson 機率分配如下：

$$h(x_i | x_i > 0) = \frac{e^{-\lambda_i} \cdot \lambda_i^{w_i}}{w_i!}, \quad w_i = x_i - 1 \quad (23)$$

2.2.3 研究工具

在建構遊客的旅遊需求函數模型後，本研究將以問卷調查的結果進行實證分析，問卷內容包括：受訪者個人基本資料、受訪者的遊憩行為及旅遊支出、受訪者對古蹟遊憩區的重遊意願四部份。藉此估算該遊憩區所帶來的遊憩效益。

一、受訪者個人基本資料

本研究受訪者個人基本資料部份問項包括，性別、年齡、教育程度、家庭狀況、職業、個人平均月收入、工作天數、全家平均月收入、居住地，共計九項的受訪者個人基本資料。

二、受訪者的遊憩行為及旅遊支出

此部份是針對受訪者個人旅遊經驗的真實情況，並參考蘇進長(2005)及楊麗靜(2007)之相關研究，做為問項發展的基礎。問項內容包括前來台南市一級古蹟旅遊的次數、旅遊所搭乘的交通工具、獲得旅遊的資訊來源、旅遊所花費的費用，共計十題問項。

三、受訪者對台南市古蹟的重遊意願

此部份問項僅為受訪者對台南市古蹟旅遊活動是否再次從事。

2.2.4 資料分析方法

本研究以 SPSS12.0 中文視窗版套裝軟體進行資料分析，在研究程序上進行：

- (1) 敘述性統計(Descriptive Statistics Analysis)：探討樣本次數分配，以了解遊客個人基本資料所占的比例。
- (2) 獨立樣本 T 檢定(Independent Means T-Test)：用以檢測遊客個人基本資料(性別與婚姻狀況)對各衡量構面的評價是否有顯著性的差異。
- (3) 單因子變異數分析(One-way Analysis of Variance)：用以分析遊客的人口統計變數(年齡、教育程度、職業、月收入)在各衡量構面的評價是否存在顯著的差異。

除此之外，也利用旅遊成本法之模型，使用 Limdep 計量經濟軟體，進行旅遊需求函數之計算，並進而估算消費者剩餘(CS)、補償變量(CV)及對等變量(EV)，據此以評估遊憩區的遊憩效益。

三、結果與討論

3.1 問卷發放與回收情況

台南市一級古蹟有七處，問卷調查期間為 2009 年 12 月份的三個週末到各處發放，本研究的問

卷採簡單隨機抽樣方式進行。總計發放 200 份問卷，扣除 29 份無效問卷後，有效問卷 171 份，回收率為 85.5%。

3.2 受訪者之樣本結構分析

本節主要運用敘述性統計，針對受訪者的基本資料，進行初步的探討，主要內容包括受訪者的性別、年齡、教育程度、家庭狀況、職業、個人平均月收入、工作天數、全家平均月收入、居住地。將從事台南市一級古蹟活動遊客之樣本結構，整理如下表 2 所示。

表 2 資料顯示，在本研究的 171 份有效樣本中，性別方面，男性占 57.9%，女性占 42.1%。年齡方面，介於 21 至 30 歲的受訪者占 64.3%最多，其次為介於 20 歲以下的受訪者占 25.7%，平均數為 22.9 歲。教育程度方面，大學/專科程度占 67.2%，其次高中(職)程度占 17%，可知受訪者的教育程度多數介於高中（職）至大學/專科之間，占整體受訪者之 84.2%。家庭狀況方面，未婚者占 89.5%，已婚者占 10.5%。職業方面，學生占 51.4%，其次為服務業占 15.8%。個人平均月收入方面，收入在 15,000 元以下的受訪者占 59.7%，其次為收入在 15,000~24,999 元的受訪者占 17.0%，平均數為 18,669.4 元。工作天數以 21~25 天的受訪者占 35.7 %最多，其次是 10 天以內占 40.9%，平均數為 14.6 天。而在全家平均月收入方面，以 30,000~39,999 元的受訪者居多占 18.8%，其次為 20,000~29,999 元的受訪者占 16.4%，平均數為 62,835.8 元。居住地區方面，遊客來自於南部最多，佔全部樣本的 43.2%，其次為來自於北部，占全部樣本的 30.5%。

表 2 受訪者樣本結構分析表

題 項	選 項	百 分 比	平均數	標準差
受訪者之性別	男性	57.9	—	—
	女性	42.1		
受訪者之年齡	20 歲以下	25.7	22.9	8.9
	21~30 歲	64.3		
	31~40 歲	6.4		
	41~50 歲	2.9		
	51~60 歲	0.7		
	61~70 歲	0		
	70 歲以上	0		
受訪者之教育程度	國小	1.2	—	—
	國中	0.6		
	高中(職)	17.0		
	大學/專科	67.2		
	碩士/博士	14.0		
受訪者之家庭狀況	未婚	89.5	—	—
	已婚	10.5		
受訪者之職業	學生	51.4	—	—
	軍警人員	4.7		
	公務人員	1.8		
	教師	1.8		

	自由業	1.2		
	律師	0		
	農林漁牧人員	0		
	工業	7.6		
	退休人員	0		
	醫護人員	5.2		
	商業	2.9		
	服務業	15.8		
	家管	1.8		
	其他	5.8		
受訪者之個人平均月收入	15,000 以下	59.7	18669.4	25100
	15,000~24,999 元	17.0		
	25,000~34,999 元	16.4		
	35,000~44,999 元	1.2		
	45,000~59,999 元	1.8		
	60,000~79,999 元	2.3		
	80,000~99,999 元	0.6		
	100,000~199,999 元	0.6		
	200,000 元以上	0.6		
受訪者之工作天數	10 天以內	40.9	14.6	9.7
	10~15 天	4.1		
	15~20 天	9.9		
	21~25 天	35.7		
	26 天以上	9.4		
受訪者之全家平均月收入	20,000 元以下	14.0	62835.8	62178.6
	20,000~29,999 元	16.4		
	30,000~39,999 元	18.8		
	40,000~49,999 元	7.6		
	50,000~69,999 元	15.2		
	70,000~99,999 元	14.0		
	100,000~199,999 元	11.1		
	200,000~299,999 元	0.6		
	300,000 元以上	2.3		
遊客之居住地區	北部	30.5	—	—
	中部	23.4		
	南部	43.2		
	東部	1		
	離島	0.5		
	海外	1.4		

資料來源：本研究整理

3.3 受訪者的遊憩行為及旅遊支出分析

表 3 指出在旅遊次數方面，大多遊客以到過一次居多，占全部樣本的 53.2%，其次是二次，占全部樣本的 19.9%，平均數為 1.9，標準差為 1.2。在遊客主要目的方面，以順道渡假的人數為最多，占全部樣本的 46.8%。車程時間方面，以 2 小時以下的遊客居多，占全部樣本的 57.9%，其次是 2 至 4 小時，占全部樣本的 28.1%，平均數為 2.3 小時，標準差為 1.9。在遊客的交通費用部分，以 250 元以下為最多，占全部樣本的 47.9%，其次是 500 至 999 元，占全部樣本的 20.5%，平均數為 569.2 元，標準差為 669.7。遊客停留時間方面，2 小時以下的次數為最多，占全部樣本的 40.9%，其次是 2 至 4 小時，佔全部樣本的 33.3%，平均數為 3.8 小時，標準差為 4.6。在遊客的吃、住費用部分，以 200 至 499 元最多，占全部樣本的 29.2%，其次是 200 元以下，占全部樣本的 22.8%，平均數為 916.9 元，標準差為 986.9。遊客的其他費用方面，以 200 元以下最多，占全部樣本的 28.6%，其次是 500 至 999 元，占全部樣本的 23.4%，平均數為 782.0 元，標準差為 864.6。

遊客對此因素構面變項之費用，以「出發地到台南市一級古蹟的交通費用」最低，其平均數為 569.2 元；以「平均每次到台南市一級古蹟的吃、住費用」最高，其平均數為 916.9 元。綜上所述可推知，大部分的遊客花在吃、住的費用較多，則在其他部分的費用較少。

表 3 受訪者的遊憩行為及旅遊支出分析表

題 項	選 項	百 分 比	平 均 數	標 準 差
遊客之旅遊次數	一次	53.2	1.9	1.2
	二次	19.9		
	三次	16.4		
	四次	1.8		
	五次(含)以上	8.8		
遊客之主要目的	專程渡假	39.8	—	—
	順道	46.8		
	其他	13.5		
遊客之車程時間	2 小時以下	57.9	2.3	1.9
	2~4 小時	28.1		
	4~6 小時	9.4		
	6~8 小時	2.3		
	8 小時以上	2.3		
遊客之交通費用	250 元以下	47.9	569.2	669.7
	250~499 元	14		
	500~999 元	20.5		
	1,000~1,499 元	8.8		
	1,500~1,999 元	1.8		

	2,000 元以上	7		
遊客之停留時間	2 小時以下	40.9	3.8	4.6
	2~4 小時	33.3		
	4~6 小時	11.2		
	6~8 小時	7		
	1 天	7		
	2 天以上	0.6		
遊客之吃、住費用	200 元以下	22.8	916.9	986.9
	200~499 元	29.2		
	500~999 元	15.2		
	1,000~1,499 元	12.9		
	1,500~1,999 元	7		
	2,000~2,499 元	4.1		
	2,500~2,999 元	4.1		
	3,000 元以上	4.7		
遊客之其他費用	200 元以下	28.6	782.0	864.6
	200~499 元	22.8		
	500~999 元	23.4		
	1,000~1,499 元	10.5		
	1,500~1,999 元	6.4		
	2,000~2,499 元	3.5		
	2,500~2,999 元	1.2		
	3,000 元以上	3.5		

資料來源：本研究整理

3.4 受訪者人口統計變數與總旅遊成本的因素構面之差異分析

本節採用 T 檢定以及單因子變異數分析，來檢定受訪者之人口統計變數對總旅遊成本之因素構面的差異，其結果如表 4 所示。在 1% 顯著水準下，遊客的年齡、婚姻狀況、職業以及月收入在「總旅遊成本」的因素構面上有顯著的差異；然而在 5% 顯著水準下，遊客的年齡、婚姻狀況、職業、月收入及全家月收入在「總旅遊成本」的因素構面上有顯著的差異。

表 4 遊客人口統計變數與遊憩效益費用之差異性分析表

因素構面	性別	年齡	教育程度	婚姻狀況	職業	月收入	工作天數	全家月收入
總旅遊成本	F=.016 P=.899 T 檢定	F=7.829 P=.000***	F=1.149 P=.335	F=7.291 P=.008*** T 檢定	F=2.884 P=.002***	F=4.906 P=.000***	F=2.049 P=.074*	F=2.183 P=.031**

3.5 遊憩效益分析

本研究將使用 Limdep 計量軟體進行估計，並以 TPOIS、TNB 以及 On-Site Poisson 模型為主要依據，計算台南市一級古蹟之遊憩效益。將工資率的 1/3 估算時間的機會成本作為遊客前往台南市一級古蹟之旅遊成本。

表 5 顯示 TNB 模型之檢定結果， α 係數為正，因此在 5%顯著水準下，無法拒絕 α 為零的虛無假設，顯示出本研究蒐集的資料並無過度離散問題，因此採用 TPOIS 及 On-Site Poisson 模型來估算遊憩效益較為適當。

TPOIS 模型結果顯示，旅遊成本(Tcm)的係數為負且 t 值達 1%的顯著性，顯示出遊客旅遊成本增加時，相對的旅遊次數也減少；而重遊意願的係數值為正，在 5%的顯著水準下 t 值顯著，由此可知遊客的重遊意願越高，旅遊次數也相對增加。若從 On-Site Poisson 模型來看，結果大致與 TPOIS 模型相同，同樣都是旅遊成本(Tcm)的係數為負且 t 值達 1%的顯著性，顯示出遊客旅遊成本增加時，相對的旅遊次數也減少；重遊意願的係數值為正，在 5%的顯著水準下 t 值顯著，表示著遊客的重遊意願越高，旅遊次數也相對增加。檢視 TPOIS、TNB、On-Site Poisson 模型的結果，發現 TPOIS 模型及 On-Site Poisson 模型結果較好，較適合用來評估台南市一級古蹟的遊憩效益。

表 5 台南市一級古蹟旅遊需求模型之推估結果

	TPOIS	TNB	On-Site
常數項	2.07E-01 (0.321)	5.53E-02 (0.078)	-3.04 E-01 (-0.434)
旅遊成本與 社經變數			
Sex	1.83E-03 (0.012)	-1.03E-02 (-0.063)	1.00 E-03 (0.006)
Age	8.91E-03 (1.113)	9.23E-03 (0.930)	1.07 E-02 (1.216)
Edu	-2.43E-02 (-0.828)	-2.44E-02 (-0.709)	-2.95 E-02 (-0.923)
Income	-7.85E-07 (-0.538)	-8.56E-07 (-0.422)	-9.32E-07 (-0.591)
Tcm	-2.05E-04 (-4.027)***	-2.09E-04 (-3.816)***	-2.37 E-04 (-4.348)***
重遊意願	2.04E-01 (2.053)**	2.29E-01 (1.825)*	2.42E-01 (2.243)**
Log likelihood	-219.7215	-218.1621	-225.6371
Restricted log	-268.1312	-219.7215	-243.0229

Likelihood			
Chi-squared	96.81934	3.118777	34.77162
α		1.23E-01	
		(0.704)	

說明：括弧內為 t 值。*表示在 10%的顯著水準下顯著，**表示在 5%的顯著水準下顯著，***表示在 1%的顯著水準下顯著。

探討完需求模型後，進一步推估計算出台南市一級古蹟的遊憩價格彈性，如以 TPOIS 及 On-Site Poisson 模型旅遊成本的係數值-2.05E-04 及-2.37 E-04 來估算，並將台南市一級古蹟的旅遊成本與旅遊次數為財貨的價格與數量，因此，把旅遊成本係數值與平均每人旅遊成本收入/旅遊次數比率相乘並取百分比，則可以求出遊客至台南市一級古蹟的遊憩價格彈性分別為-27.66%及-31.97%(表 6)，顯示出遊客至台南市一級古蹟的旅遊成本增加 1%，則遊客至台南市一級古蹟的旅遊次數將會分別減少 27.66%及 31.97%。

表 6 TPOIS 及 On-Site Poisson 模型之價格彈性

模 型	項 目	Tcm 係數值	平均每人旅遊成本 /旅遊次數	價格彈性
	TPOIS	-2.05 E-04	1349.05	-27.66%
	On-Site Poisson	-2.37 E-04	1349.05	-31.97%

在台南市一級古蹟的遊憩效益評估部分，本研究將依據 TPOIS、TNB、On-Site Poisson 模型並配合上述之估計結果來估算出遊客的遊憩效益。依據遊憩效益評價模式 (Bockstael and Strand,1987; 李俊鴻與陳吉仲，2007)，第 i 個受訪遊客的消費者剩餘(CS)可表為下式：

$$CS_i = \int_{C_0}^{\infty} e^{\beta_0 + \beta_1 c} dc = \left[\frac{e^{\beta_0 + \beta_1 c}}{\beta_1} \right]_{C=C_0}^{C \rightarrow \infty} = -\frac{X_i}{\beta_1} \quad (24)$$

至於第 i 個受訪遊客的補償變量(CV)及對等變量(EV)則可表為：

$$CV_i = -\frac{1}{\beta_2} \ln\left(1 + \frac{\beta_2}{\beta_1} X_i\right) \quad (25)$$

$$EV_i = \frac{1}{\beta_2} \ln\left(1 - \frac{\beta_2}{\beta_1} X_i\right) \quad (26)$$

其中 C 為旅遊成本，旅遊次數 X 服從指數需求函數且 $X = \exp(\beta_0 + \beta_1 c)$ ， β_0 為常數項， β_1 為旅遊成本的估計係數， β_2 為所得的估計係數， C_0 當期的旅遊成本。

本研究將使用上述函數估算台南市一級古蹟之遊憩效益，但由於估算出的遊憩效益取平均值較容易受到極端值之影響，因此本研究先估算出各份問卷的遊憩效益後，再利用中位數的觀念，估算出平均遊憩效益。遊憩效益推估的結果如表 7 所示，以 TPOIS 模型估計的消費者剩餘為 4,878(元/年/人)，95%信賴區間介於 3,965 (元/年/人)到 5,791(元/年/人)之間；而 TNB 模型估計的消費者剩餘為 4,785 (元/年/人)，95%信賴區間介於 3,889(元/年/人)到 5,680(元/年/人)之間；另外 On-Site Poisson 模型估計的消費者剩餘則為 4,219(元/年/人)，95%信賴區間介於 3,430(元/年/人)到 5,009(元/年/人)之間。

由表 7 結果得知，三者模型中，TPOIS 模型的消費者剩餘最高，其次是 TNB 模型，再來才是 On-Site Poisson 模型最低，顯示出 On-Site Poisson 模型的能夠同時修正受訪樣本截斷與內生分層的誤差，相較之下，如果沒有經過截斷來修正模型，消費者剩餘就會有高估的現象，如同於 TPOIS 模型及 TNB 模型之消費者剩餘，估算出來的遊憩效益值，也高於 On-Site Poisson 模型的遊憩效益值，且在 On-Site Poisson 模型方面，整體的模型也具有良好的配適度，因此，使用 On-Site Poisson 適為較佳的模型估算台南市一級古蹟之遊憩效益。至於在同一需求函數之估計模型下，三種遊憩效益(CS、CV、EV)之結果則極為接近，其原因為本研究實證資料所得對旅遊需求並無顯著影響(表 5)，即所得效果不明顯，因此 CS、CV 及 EV 無顯著差異。

表 7 台南市一級古蹟的遊憩效益估計

估計模型 評估指標(單位)	TPOIS	TNB	On-Site Poisson
消費者剩餘 CS (元/年/人)	4,878	4,785	4,219
95%信賴區間 (元/年/人)	(3,965~5,791)	(3,889~5,680)	(3,430~5,009)
補償變量 CV (元/年/人)	4,869	4,775	4,211
95%信賴區間 (元/年/人)	(3,965~5,772)	(3,889~5,660)	(3,430~4,992)
對等變量 EV (元/年/人)	4,887	4,795	4,228
95%信賴區間 (元/年/人)	(3,965~5,810)	(3,889~5,700)	(3,430~5,026)

四、結論與建議

本研究利用 TCM 建立台南市一級古蹟遊憩需求實證模型，並以計數模型中的 TPOIS、TNB 以及 On-Site Poisson 模型來修正現場樣本的截斷與內生分層偏誤，研究結果顯示 TPOIS 模型及 On-Site Poisson 模型結果較好，較適合用來評估台南市一級古蹟的遊憩效益。如以 TPOIS 及 On-Site Poisson 模型估算台南市一級古蹟的遊憩價格彈性，其價格彈性分別為-27.66%及-31.97%。至於在台南市一級古蹟的遊憩效益評估部分，以 TPOIS 模型估計的消費者剩餘為 4,878(元/年/人)，而 TNB 模型估計的消費者剩餘為 4,785 (元/年/人)，另外 On-Site Poisson 模型估計的消費者剩餘則為 4,219(元/年/人)，三者模型中，TPOIS 模型的消費者剩餘最高，其次是 TNB 模型，再來才是 On-Site Poisson 模型最低。至於在同一需求函數之估計模型下，三種遊憩效益(CS、CV、EV)之結果則極為接近，其原因為本研究實證資料所得對旅遊需求並無顯著影響，即所得效果不明顯，因此 CS、CV 及 EV 無顯著差異。

參考文獻

- 沈勤銘，2005，台灣北部海岸旅遊縣遊憩效益之評估，國立臺灣海洋大學應用經濟研究所碩士論文。
- 李明宗，1994，休閒、觀光、遊憩論文集，地景企業股份有限公司，臺北。
- 李俊鴻、陳吉仲，2007，節慶活動旅客旅遊需求及遊憩效益評估—以綠色博覽會為例，農業與經濟，39：頁137-166。
- 陳凱俐、溫育芳，1995，遊憩區經濟效益評估法之應用—以國立宜蘭農工專科學校實驗林場為例，農業經濟叢刊，1(1)：頁87-116。
- 陳淑君，2004，居民對文化資產保存認知與願付價格之研究，朝陽科技大學休閒事業管理系所碩士論文。
- 陳依筠，2005，雪霸國家公園雪見遊憩區遊憩資源效益評估之研究，中華大學營建管理研究所碩士論文。
- 黃榮賜，1888，都市公園遊憩需求與遊憩效益之研究-以青年公園為例，國立中興大學都市計畫研究所碩士論文。
- 黃宗煌，1990，台灣地區國家公園之遊憩效益的評估，臺灣銀行季刊，41(3)：頁282-303。
- 陸雲，1990，對環境資源估價之研究—非市場估價方法，經濟論文，18(1)：頁93-129。
- 鍾宜庭，2005，淡水漁人碼頭遊客遊憩體驗與願付價格之研究，國立臺灣海洋大學海洋資源管理研究所碩士學位論文。
- 墾丁國家公園管理處。2010年2月18日，取自 <http://www.ktnp.gov.tw/index.aspx>
- Berstrom, J.C. and Cordell, H.K., 1991, An Analysis of the Demand for and Value of Outdoor Recreation in the United States, *Journal of Leisure Research*, 23(1), 67-86.
- Bowker, J.M. and Stoll, J.R., 1988, Use of Dichotomous Choice, Non-Market Methods to Value the Whooping Crane Resource, *American Journal of Agricultural Economics*, 70(2), 372-381.
- Cameron, T.A., 1992, Combining Contingent Valuation and Travel Cost Data for the Valuation of Nonmarket Goods, *Land Economics*, 16(5), 302-317.
- Cesario, F.J. and Kentsch, J.L., 1976, A Recreation Site Demand and Benefit Estimation Model, *Regional Studies*, 10, 97-104.
- Ciriacy-Wantrup, S.V., 1947, Capital Returns from Soil Conservation Practices, *Journal of Farm Economics*, 29(4), 1181-1196.
- Clawson, M., 1959, Methods of Measuring the Demand for and Value of Outdoor Recreation, 10, *Resources for the Future Inc.*, Washington, D.C.
- Cummings, R.G., Brookshire, D.S. and Schulze, W.S., 1986, *Valuing Environmental Goods: A State of the Art Assignment of the Contingent Valuation Method*, Totowa, N. J. ,Rowman and Allenheld.
- Davis, R.K., 1963, Recreation Planning as An Economic Problem. *Natural Resources Journal*, 3(3), 239-249.
- Hanemann, W.M., 1984, Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses, *American Journal of Agricultural Economics*, 66, 332-341.

- Hof, J.G. and Rosenthal, D.H., 1987, Valuing the Opportunity Cost of Travel Time in Recreation Demand Models, *Journal of leisure research*.
- Hotelling, H., 1947, Letter to the National Parks Service in Economic Studies of Outdoor Recreation, *Outdoor Recreation Review Commission*, Washington, D.C., 56.
- Knetsch, J.L., 1963, Outdoor Recreation Demands and Benefits, *Land Economics*, 39(4), 387-396.
- McConnell, K.E., 1975, Some Problems in Estimating the Demand for Outdoor Recreation, *American Journal of Agricultural Economics*, 57(2), 330-334.
- Moran, D., 1994, Contingent Valuation and Biodiversity Conservation in Kenyan Protected Areas, *CSERGE Working Paper GEC*, 94-116.
- Randall, A., Ives, B., and Eastman, C., 1974, Bidding Games for Valuation of Aesthetic Environmental Improvements, *Journal of Environmental Economics and Management*, 1(2), 132-49.
- Randall, A. and Stoll, J.R., 1980, Consumer Surplus in Commodity Space, *Amer. Econon. Review*, 70(3), 449-455.
- Rosenthal D.H., 1987, The Necessity for Substitute in Recreation Demand Analyses, *American Journal of Agricultural Economics*, 69(4), 828-837.
- Walsh, R.G., Loomis, J.B. and Gillman R.A., 1984, Valuing Option, Existence and Bequest Demand for Wilderness, *Land Economics*, 60(1), 14-29.
- Whitehead, J.C. and Brookshire, G.C., 1991, A Link Between Behavior, Information and Existence Value, *Leisure Science*, 13, 97-109.
- Willing, R.D., 1976, Consumer Surplus Without Apology, *American Economic Review*, 66(9), 589-598.
- Wilman, E.A., 1980, Hedonic Prices and Beach Recreational Values, *Advances in Applied Microeconomics*, V. Kerry Smith ed.