

森林遊樂區美景經濟價值評估研究 —以惠蓀森林遊樂區為例

林彥妤*、柳婉郁**

摘要

本研究目的在評估惠蓀森林遊樂區之美景價值，以及探討樣本中具有抗議性想法之受訪者與其社經背景之相關性；在實證分析的部分採用區別分析、Heckman 二階段選擇模型、羅吉斯迴歸、四種 OLS 迴歸。本研究採用非市場價值評估法中的條件評估法來評估美景價值，並採用支付額度卡法作為誘導支付模式。本研究共計發放 250 份問卷，回收之有效問卷共計 223 份，問卷回收率為 89.2%。研究結果顯示惠蓀遊客每人每年美景價值為 3,246 元，將其乘上 2016 年惠蓀各月份之遊客人次，計算結果得到惠蓀森林遊樂區之美景總價值為 592,110,896 元，顯示惠蓀美景十分具有價值。在排除抗議性樣本後之每人平均每年願付價格皆增加，其中以青蛙石步道及松風山步道增加的願付價格最多，分別為 50.8 元/年/人、47 元/年/人。而在排除排除抗議性樣本後惠蓀森林遊樂區的美景價值為 670,848,659 元/年。此外，實證結果顯示，本地遊客、未婚者、平均到訪次數越少者、停留時間越短者，其對於美景之願付價格相對較低；而年齡越低、教育程度越高、月所得越多、外地遊客、未婚者、停留時間越久的遊客，越可能具抗議性之想法。

* 國立中興大學森林學系研究生。

** 國立中興大學森林學系特聘教授，本文通訊作者。Email：wylu@nchu.edu.tw。電話：04-22850158。

DOI: 10.3966/054696002020120108006

關鍵詞：條件評估法、支付額度卡法、美景價值、抗議性樣本、惠蓀森林遊樂區

JEL 分類代號：Q20、Q23、Q26

森林遊樂區美景經濟價值評估研究 —以惠蓀森林遊樂區為例

林彥妤、柳婉郁

壹、前言

目前已有許多文獻研究森林的功能及服務價值，例如：減緩空氣汙染、淨化水質、提供美麗風景及遊憩機會等 (Escobedo et al., 2011; Konijnendijk, 2003; Konijnendijk et al., 2006, 2013)。森林雖然可減緩負面環境影響，但另一方面也會產生一些問題，例如：維護成本高、可能破壞建築物或公共設施 (Roy et al., 2012)。在規劃管理都市森林時，應將都市森林的價值貢獻及遊客偏好納入考量，但由於不同社經背景的遊客對於遊憩形式常有不同的看法，因此目前森林生態重要性及植群、居民的關聯仍須更進一步的研究調查 (Kabisch et al., 2015)。區域的不同也會影響遊客對森林的偏好 (Koo et al., 2013)，其中決定森林吸引力最重要的因素在各個國家各有不同：韓國為森林的生物條件、中國為森林的環境品質 (Jim and Chen, 2006b)、台灣為森林景觀的獨特性、住宿設備的品質及餐飲服務 (Lee et al., 2010)。過去曾有研究中國城市 (Jim and Chen, 2006a) 及香港 (Lo and Jim, 2010) 的研究指出：居住環境與使用公共設施的頻率及保護都市綠地願付價格具有高度關聯，因此居民對綠地的偏好與地域有關，也與城市狀態有很高的關聯。

條件評估法 (contingent valuation method, CVM) 為量化環境財價值最常見的評估方法之一 (Wang et al., 2006; Whittington, 2002)，為 Ciriacy-Wantrup (1952) 提出，最早由 Davis (1963) 應用於遊憩資源上，Randall et al. (1974) 則給其用法與結構更明確的定義。然而，CVM 的方法論也被批評具有某些缺陷，例如大量抗議性樣本的存在可能會影響研

究的有效性及準確性。所謂抗議性樣本即是指，在填寫願付價格為零的受訪者中，有些是認為該評估對象對其不具有價值因此填寫零元，而另一部分的受訪者則不是認為該評估對象不具有價值，而是因為其心中具有某些抗議性想法，例如：搭便車心態、反對研究議題本身或詢問時所使用的支付工具、對於政府的不信任感等 (Strazzer et al., 2003)，進而使其願付價格為零元，這些受訪者即稱之為抗議性樣本。目前抗議性樣本應如何被定義及其後續的處理方式仍是備受爭議的 (Meyerhoff and Liebe, 2006)；抗議性受訪者因心中具有抗議性想法，因此當他們在接受對非市場財的願付價格問卷調查時，會填寫零元作為他們的願付價格，而非他們心中真正的願付價格 (Halstead et al., 1992)。而本研究之目的除評估受訪者對森林美景的願付價格外，亦探討抗議性受訪者是否會受其社經背景的影響。本研究之研究結果將有助於森林遊樂區的管理，並可解釋對於環境財有抗議性想法者的動機。

目前已有不少研究抗議性想法之相關文獻，整理如表 1 所示。抗議性想法在 CVM 研究中是十分常見，在許多前人研究之樣本中，抗議性樣本占有很高的比例，有些接近 50% 甚至更高 (Rowe and Chestnut, 1982; Desvousges et al., 1987)，且其會造成願付價格評估的選擇性偏誤 (Cho et al., 2008)。因此，為了減少願付價格法評估的偏誤及避免概念上的不一致性，探討抗議性樣本在條件評估法具有一定的重要程度及必要性。抗議性樣本應如何被處理分析一直是研究學者所關心的重大議題，目前研究對於抗議性樣本的處理方法主要有 3 種：(1) 早期文獻是將抗議性樣本全部排除，不納入分析 (Mitchell and Carson, 1989; Whitehead et al., 1993; Tyrväinen and Väänänen, 1998)。然而若是將抗議性樣本全數刪除，將會造成偏誤，高估受訪者對環境財的願付價格 (Ready et al., 1996; Meyerhoff and Liebe, 2006)。(2) 將抗議性樣本視為合理的願付價格為零，並且將抗議性樣本也納入分析。(3) 根據受訪者的社會經濟背景分配抗議性樣本之願付價格，若是抗議性與非抗議性樣本者之願付價格一樣，將抗議性樣本全數排除之方法可能是可行的 (Halstead et al., 1992)。目前已有研究指出受訪者的支付意願及態度，對願付價格之影響會大於價格的影響 (Jorgensen and Syme, 2000)，且受訪者所填寫的願付價格會顯著受抗議性想法及許多

表 1 抗議性樣本之過去文獻

作者(年份)	研究主要發現
Jorgensen and Syme (2000)	受訪者的支付態度解釋了 WTP 之間的差異性，態度比起價格也是個更好的預測變數，抗議性想法無論對於 WTP 的問題或社經背景 (如：家戶收入) 皆非獨立的。相反地，這些抗議性想法與願付價格之關聯為對於減少雨水汙染的支付態度。且前人文獻指出，排除抗議性樣本將會使家戶收入較高及對公共環境財有偏好的樣本預估產生偏誤。
Strazzer et al. (2003)	若是對抗議性樣本的選擇並非隨機的，抗議性者及非抗議性者的兩個子樣本會有不同的特徵，樣本選擇偏誤可能會增加並影響最終的預估結果。樣本選擇模型可檢測並修正選擇性偏誤，而由於具有共線性問題，FIML 法會比二階段選擇法來的合適。
Meyerhoff and Liebe (2006)	願付價格會顯著受到抗議性想法的負向影響，而抗議性想法又顯著受解釋因素所影響，非抗議性者也多多少少會具有抗議性想法，排除抗議性回答的研究結果可能會變得較不可靠。
Meyerhoff and Liebe (2010)	此研究分析先前研究的 254 個樣本，發現若是以門票作為支付工具，會比起用捐款有更多的抗議者，而使用開放式出價法也會增加抗議者的比例。然而在本研究中許多變數並未顯著影響抗議性想法。
Lo and Jim (2015)	受訪者正向的願付價格使那些與非經濟偏好有關的潛在抗議性想法被隱藏起來，前人研究中抗議性樣本與願付價格的關係有正向也有負向影響，對抗議想法進行審查將導致有關 WTP 估計有效性的問題。
Chen and Qi (2018)	以區別分析結果顯示抗議性者與非抗性者間並無顯著的差異，具有抗議性想法者的出價雖然不為 0，但其出價仍低於那些非抗議性者的出價。納入抗議性樣本之平均願付價格會低於經矯正偏誤的平均願付價格。且之所以有高比例的抗議性樣本，推測原因有兩種：(1)抗議性想法者認為都市森林為公共財，應免費提供；(2) 以入場費作為支付工具使受訪者產生抗議性想法。

解釋因素影響 (Meyerhoff and Liebe, 2006)，前人研究也指出，抗議性樣本與願付價格間的影響有正向也有負向 (Meyerhoff and Liebe, 2006; Lo and Jim, 2015)。

因此本研究主要目的有二，其一為用條件評估法估算惠蓀森林遊樂區的美景價值；而本研究採用的詢價方式 (誘導支付模式) 為支付額度卡法。研究者可透過計算受訪者的平均願付價格 (willingness to pay, WTP) 來量化該資產的價值。在這部分，本研究以惠蓀森林遊樂區 18 歲以上的遊客為調查對象，並透過問卷調查詢問其對於惠蓀美景價值的願付價格。第二個目的為使用區別分析來檢測抗議性樣本及非抗議性樣本之差異，並分別以羅吉斯迴歸、Tobit 迴歸、四種 OLS 迴歸，來分析抗議性及非抗議性樣本兩者在 WTP 的差異 (Halstead et al., 1992)，而採用多種模型進行分析的目的為檢測不同模型的研究結果是否存在矛盾。在分析抗議性樣本的部分，本研究採 Heckman 二階段迴歸來檢測納入與不納入抗議性樣本對 WTP 是否有顯著的影響。本研究之結果可供森林遊樂區發展及管理的相關有用資訊 (Kong et al., 2007; Jim and Chen, 2006a; Lo and Jim, 2010)，幫助政府做決策時有更多的參考依據。

貳、研究方法

一、研究區域

本研究以惠蓀森林遊樂區作為研究區域，位在北緯 24°2'-24°6'，東經 120°59'-121°59' 間，國立中興大學附屬惠蓀林場之西北角，圍繞於北港溪和關刀溪河谷間，北港溪的上游流經此地而又加上關刀溪的支流，所以擁有上游河川很強的侵蝕能力及下切作用，而形成雄偉的峽谷、瀑布、激流等美景，獨具曠野原始魅力與豐富的景觀為此地方一大特色。區內之海拔高度差異近 2,000 公尺，使得惠蓀具備亞熱帶、暖帶、溫帶之氣候，孕育

了多樣的生態系及豐富的自然資源¹。目前惠蓀森林遊樂區之主要功能以教學研究及森林遊樂為主，遊樂區內設許多健行步道供遊客行走，同時可一覽惠蓀之自然美景，近年來也設置新特色景點 (如蕉道、桂族柿家等)，假日常吸引大批遊客前往，其美景價值不容忽視。

二、詢價方式

在進行條件評估法之研究調查時，有許多不同的詢價方式，常見的詢價方法有開放式出價法 (open ended)、逐步出價法 (sequential bids)、支付額度卡法 (payment card) 與單界/雙界二元選擇法 (single/doubled bounded eichotomous choice，或稱封閉式出價法 (closed ended))。其中，開放式出價法在受訪者對假設市場不熟悉時，缺乏評價標準，往往導致願付價格問項的回答率不高；逐步競價法雖讓受訪者有較大的選擇彈性，但調查員必須要有較嚴格的訓練，以確保出價的合理，且無法採面對面訪問外的調查方式，且耗費的時間成本高，受訪者易因無耐心而放棄填答；二元選擇法無法確切了解受訪者的WTP，須使用複雜的統計模型分析，其精確性受模型函數等影響 (黃昭通，2013；陳美惠與莊政諺，2017)。由於惠蓀森林遊樂區遊客流動迅速，且可舒適填答問卷的座位相對稀少，為提高問卷調查效率，並避免受訪者填答時失去耐心而放棄作答，本研究採取的詢價方式為操作簡便性較佳，且拒答率亦相對較低的支付額度卡法。儘管支付額度卡還是存在一些缺點，如其詢價結果僅為近似值，準確程度可能會受到價格排序或水準點不同之影響而產生偏誤 (Lo and Jim, 2015)，但其仍是最簡單直接且低成本的方法。

為實施支付額度卡之詢價方法，研究者會事先編列數個金額供受訪者圈選。而本研究的支付額度卡法選項另有加上「其他」的選項，即使問卷所提供的金額不符合受訪者心中的願付價格，受訪者仍可自行填寫其心中真正的願付價格。而評估公共環境財的價

¹ 資料來源，惠蓀森林遊樂區，2002，取自 <http://sites.google.com/huisun-nchu.com.tw/home>，檢索日期：2019年10月1日。

值有著一定的困難程度，是由於民眾大多不熟悉用量化方式來評估環境財或服務的價值 (Jim and Chen, 2006a)。

三、問卷設計

本研究使用問卷調查來量化惠蓀森林遊樂區的美景價值，問卷設計則是參考條件評估法的相關文獻及評估都市森林價值的文獻。本研究問卷設計主要包含四個部分：「受訪者之社會經濟背景」、「受訪者遊憩經驗」、「對惠蓀各方面的滿意度」、「對美景之願付價格」，內容說明如下：

第一部分為是在收集受訪者之社會經濟背景，像是性別、年齡、教育程度、居住地、每月所得等，另會詢問受訪者是否有參加過環保相關團體的經驗。年齡設定以 18 歲為起始點，範圍最高設定至 65 歲，不接受 18 歲以下的研究對象是由於其不具經濟能力，可能會有無效問卷的產生，影響到研究結果。

第二部分主要在調查受訪者之實際遊憩經驗及遊憩活動，內容包含：近半年內到訪惠蓀之次數、未來一年內預計回訪次數、平均前來惠蓀遊憩之頻率、近一年內前往其他國家森林遊樂區之次數。

第三部份再詢問受訪者對於惠蓀各方面的滿意度，分為 8 個構面，分別為環境品質、身心影響、自然資源、服務品質、經營管理、交通便利性、價格、公共設施，皆是以 Likert 五等量表來評估，1 分表示對該項目非常不滿意，最高分 5 分則表示非常滿意，後續將會以獨立樣本 T 檢定來檢測分析對於各個項目滿意與不滿意的兩個組間，其平均願付價格是否有顯著差異。

第四部分則詢問受訪者對於惠蓀森林遊樂區美景願付價格及抗議性樣本之原因。由於本研究的調查地點即為惠蓀森林遊樂區，受訪者皆為已體驗惠蓀森林遊樂區美景價值的遊客；而遊客即處於研究所設定的假設市場當中。因此，受訪遊客對於支付金錢以維護美景的品質與安全的理由，雖然沒有在問卷上之說明，但其依據現場感受即有評判依

據。本研究之問卷分別針對惠蓀森林遊樂區之不同步道景點、不同種類的美景資源進行調查，受訪者可以選擇為了維持目前的景觀品質，其每年最多願意支付的價格，支付額度卡法的金額設定參考其他有關森林遊樂區之價值研究(如表1所示)，並考量惠蓀森林遊樂區的現況、實際遊客的心理想法再對選項進行適當調整。本研究參考巫惠玲(2003)文獻之設計，多加入「其他」的選項，若受訪者不滿意問卷所設定的金額，則可自行填寫其心中最理想之願付價格，提高問卷之準確性；此外若受訪者所填之願付價格為0元，將進一步詢問填寫0元之原因為何，意即抗議性樣本的分析，另外本研究亦詢問受訪者前來惠蓀的交通方式，後續結果分析亦會對此進行統計分析。

而問卷中的抗議性樣本題目主要是針對有填寫願付價格為0元的受訪者，才進一步詢問其填寫0元的原因，問卷所提供的選項分別為：我已繳稅，即可作為贊助(A)、惠蓀目前的景觀品質不佳(B)、應由政府相關單位支付(C)、對我而言，惠蓀的美景無任何價值、惠蓀的景觀資源為公共財，我有權利使用而不付費(D)、其他(E)。其中因「對我而言，惠蓀的美景無任何價值」之不屬於抗議性想法，因此未給予代號表示，其他5項皆被歸類為抗議性想法。

四、選用之模型及變數

本研究設計調查問卷所採用的支付額度卡法包括一系列順序的數值，每個受訪者皆被要求在給定的選項中圈選出其願意支付的最高金額，支付額度卡法顯示了受訪者的真實WTP介於圈選值(即願意支付的最高值)和下一個最高值之間的時間。回收之數據資料將以區間迴歸來分析，其也被廣泛應用於許多WTP的研究。為避免頻繁的偏態分布而使用對數正態分佈來評估。線性參數式定義了第*i*個受訪者真實WTP的對數，公式如下：

$$\log(WTP_i) = x_i' \beta + u_i \quad (1)$$

當*i*等於1~*n*，而*i*代表第*i*位受訪者，*u_i*則是殘差。WTP是由人口特徵變數所建

立，包括性別、教育程度、月收入等 (Jim and Chen, 2006a; Lo and Jim, 2010)，方程式是以最大概似法來估計的，方程式如下：

$$\log(WTP_i) = f(\text{Gender, Age, Education, Income, Residence, Marriage, Environmental Group, Visit times within pasr year, Visit times in future year, Average visit times, Whether been to other recreation areas, Stay period}) \quad (2)$$

依變數 (WTP) 會受到自變數 (X_i) 的影響， β 則為要預估的參數。自變數 (X_i) 為受訪者的社會經濟背景，例如：性別、教育程度、年齡、月收入等。二標準參數法 (FIML 及 Heckman 二階段選擇模型) 可用來矯正因樣本選擇模型所產生的選擇性偏誤，然而這兩模型都各有其缺點：二標準參數法有一定的計算複雜度，而二階段選擇模型則是會有共線性的問題。本研究執行此兩種隨機過程。

本研究假設抗議性想法者會有正的 WTP，儘管他們會因為對於調查方法或支付工具有抗議性想法而不表態其真正願付價格 (Strazzer et al., 2003)。抗議性想法者的 WTP 會受到其社會經濟背景特徵所影響，因此 Heckman 二階段選擇模型的第一階段為參與，及詢問受訪者是否願意支付，第二階段則為出價，及詢問願意支付的受訪者，其願付價格為多少。排除抗議性樣本的區間迴歸模型若有相同的解釋變數，則為迴歸方程式的獨立變數。本研究以已知的 WTP 及解釋變數為依變數，如此若以迴歸方程式的獨立變數作為迴歸式的基礎，整體而言是合適的。

$$\ln Y_{1i} = x_i' \beta + \sigma u_i$$

當上式 $\log(WTP)$ 的 σ 為尺度因子 (scale factor)，而 Y_{1i} 只有在 $Y_{2i} = 1$ 時才被觀察，則二元模型可列為下式：

$$Y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{if } z_i'\gamma + \varepsilon_i \geq 0 \\ 0 & \text{if } z_i'\gamma + \varepsilon_i < 0 \end{cases}$$

假設聯合分佈 (joint distribution) 的 (u_i, ε_i) 二變量常態分佈，且平均值為 0，變異數為 1，相關性 (correlation) 為 ρ 。這兩種選擇為獨立的，且當 $\rho = 0$ 時，該兩項方程式可分別被估計出來，FIML 模型方程式如下：

$$l = \sum_{Y_{2i}=0} (1 - I_i) \ln \Phi(-z_i'\gamma) + \sum_{Y_{2i}=1} I_i \ln \Phi\left(\frac{\ln Y_{1i} - x_i'\beta}{\sigma}\right) + I_i \ln \Phi\left(\frac{z_i'\gamma + \rho(\ln Y_{1i} - x_i'\beta / \sigma)}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right) - I_i \ln \sigma$$

Heckman 二階段選擇模型是用 $\log(\text{WTP})$ 的條件期望值計算的，當 $\lambda(z_i'\gamma)$ 是比例的倒數，同時也是標準差，可列式為 $E(\ln Y_{1i} | Y_{2i} = 1) = x_i'\beta + \rho\sigma\lambda(z_i'\gamma)$ 。首先，Heckman 方程式可以 probit 迴歸來預估參與方程式 (Participation equation)，而參與方程式可預估出 λ 的值。其次，最小平方法 (least squares regression) 可用來預測會影響非抗議性想法者願付價格的因素，包含 x 及 λ 。

參、分析結果

一、社經背景、抗議性樣本之次數分配表

本研究之調查時間為 2017 年 8 月 5 日到 2017 年 8 月 12 日，平日與假日皆發放問卷，發放地點為一些遊客較常聚集之遊憩地點：涉水步道、研習中心前方大草坪、遊客中心、咖啡學堂、惠蓀餐廳等，問卷共計發放 250 份，回收有效問卷共 223 份，問卷回收率為 89.2%。平日共計回收 82 份、假日則回收 141 份。根據惠蓀森林遊樂區之資料，2016 年

惠蓀森林遊樂區遊客數為 182,390 人次，而本研究有效樣本為 223 份。透過統計學樣本數與誤差公式計算，在 95% 的信賴水準之下，本研究之抽樣誤差約為正負 6.6% 之內。問卷調查結果之敘述性統計分析如表 1 所示。

樣本群以女性受訪者較多 (占 57.0%)，年齡層以 50-64 歲居多 (占 38.6%)，教育程度以大學/專職為最多 (占 56.5%)，個人月所得以 2-4 萬居多 (占 29.6%)，職業則以服務業較多 (占 17.5%)。受訪者大多已婚 (占 68.2%)，居住地也以中彰投地區較多 (57.4%)，另僅有 6.7% 的受訪者參加過環保相關團體。

另本研究問卷亦詢問受訪者前來惠蓀森林遊樂區的交通方式及所需時間，結果如表 2 所示。遊客前往惠蓀的交通方式以汽車最多，其次為搭乘遊覽車，分別占整體樣本的 75.3% 及 16.6%；前往惠蓀所花費的時間以 1.5 小時最多，其次為 2 小時及 4 小時以上，比例分別為 26.5%、22.9%、13.0%。

表1 次數分配結果

變數名稱	分類	個數	百分比 (%)
性別	女	127	57.0
	男	96	43.0
年齡	18-29 歲	51	22.9
	30-49 歲	71	31.8
	50-64 歲	86	38.6
	65 歲以上	15	6.7
教育程度	國中	9	4.0
	高中職	50	22.1
	大學/專科	126	56.5
	研究所以上	38	17.0
個人每月所得	2 萬以下	53	23.8
	2-4 萬	66	29.6
	4-6 萬	60	26.9
	6-8 萬	28	12.6
	8-10 萬	8	3.6
	10 萬以上	8	3.6
職業	學生	28	12.6
	軍公教人員	35	15.7
	工業	29	13.0
	商業	20	9.0
	服務業	39	17.5
	自由業	19	8.5
	農林漁牧業	3	1.3
	待業	3	1.3
	退休	28	12.6
	其他	19	8.5
婚姻	未婚	71	31.8
	已婚	152	68.2
居住地	中彰投地區	128	57.4
	非中彰投地區	95	42.6
參加環保團體	無	208	93.3
	有	15	6.7

表 2 前往惠蓀的交通方式及時間

項目	類別	個數	百分比
交通方式	機車	12	5.4
	汽車	168	75.3
	徒步、腳踏車	1	0.4
	大眾運輸工具	5	2.2
	遊覽車	37	16.6
交通時間	0.5 小時以下	3	1.3
	1 小時	29	12.0
	1.5 小時	59	26.5
	2 小時	51	22.9
	2.5 小時	13	5.8
	3 小時	27	12.1
	3.5 小時	12	5.4
	4 小時以上	29	13.0

二、抗議性樣本統計分析

將各個景點之抗議性想法進行統計分析，結果如圖 1 所示，本研究共 223 位受訪者中，其中有 52 位具有抗議性想法，占總樣本數的 23.3%，再進一步對各景點抗議性想法進行統計分析，計算抗議性樣本之數目，結果如表 3 所示，另以直方圖表示其數量差異，結果如圖 1 所示，青蛙石步道之抗議性樣本數最多，共計 33 位；松風山步道與湯公碑步道次高，皆為 30 位；台灣藍鵲及螢火蟲之抗議性樣本數最少，分別為 20 及 21 位；抗議性想法各類別的數量如圖 2 所示，以「應由政府單位支付」最多，共計 131 位，占 49.2%；次之為「已繳稅，即可作為贊助」，共計 72 位，占 27%。

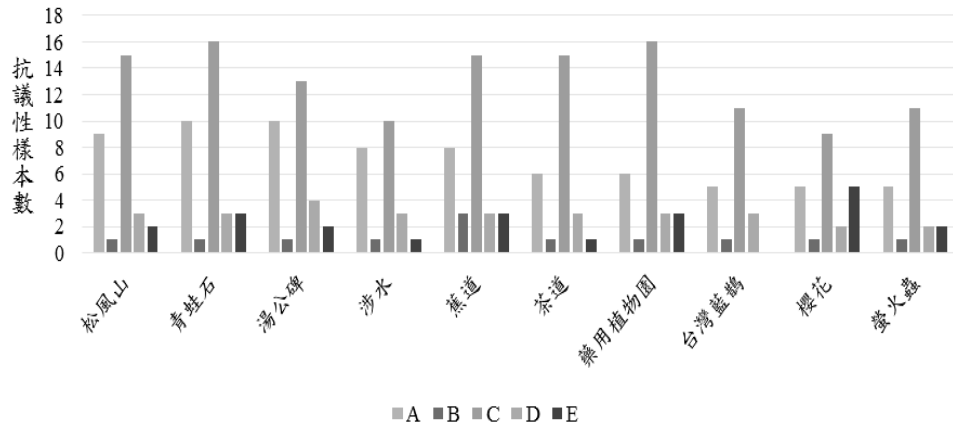


圖 1 各景點之抗議性樣本數

註：抗議性想法 A 為受訪者認為已繳稅，即屬贊助；B 為目前惠蓀景觀品質不佳；C 為應由政府單位支付；D 景觀資源屬公共財，有權利使用而不付費；E 為其他，由受訪者自行填寫原因。

表 3 各景點抗議性想法之統計分析

抗議性想法	松風山	青蛙石	湯公碑	涉水	蕉道	茶道	藥用植物園	台灣藍鵲	櫻花	螢火蟲
A	9	10	10	8	8	6	6	5	5	5
B	1	1	1	1	3	1	1	1	1	1
C	15	16	13	10	15	15	16	11	9	11
D	3	3	4	3	3	3	3	3	2	2
E	2	3	2	1	3	1	3	0	5	2
總和	30	33	30	23	32	26	29	20	22	21

註：抗議性想法 A 為受訪者認為已繳稅，即屬贊助；B 為目前惠蓀景觀品質不佳；C 為應由政府單位支付；D 景觀資源屬公共財，有權利使用而不付費；E 為其他，由受訪者自行填寫原因。

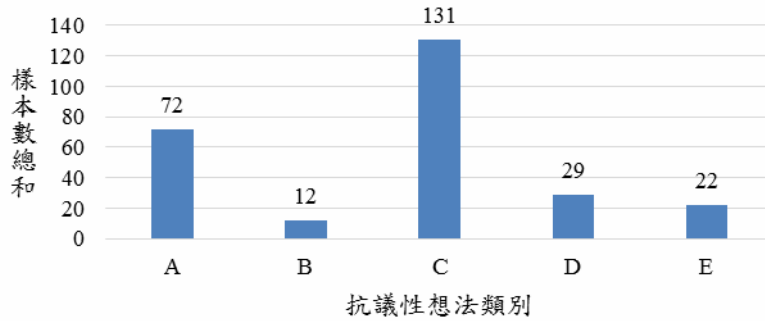


圖 2 抗議性想法各類別之樣本數

三、滿意度之差異分析

本研究亦有詢問受訪者對於惠蓀各個方面之滿意程度，以 Likert 五等量表來評估，首先滿意度之第一項分析：將受訪者對於惠蓀各個方面之滿意度 (1-5 分)，共計 40 項題目製成長條圖，結果如圖 3 所示，平均滿意度最高者為空氣品質，平均分數為 4.41 分，第二高分的項目為河川水質乾淨度，平均分數為 4.38 分；最低分之滿意度為無障礙空間設施，平均分數為 3.16，次低分為公車便利性，平均分數為 3.27。

接下來再進行滿意度之第二項分析：將滿意度 1-3 分視為不滿意，4-5 分視為滿意，並以此分為兩組，不滿意之虛擬變數設為 0、滿意則設為 1，再以獨立樣本 T 檢定檢測對於惠蓀「滿意」及「不滿意」的受訪者間，願付價格是否存在顯著差異，而由於編號 192 號問卷之受訪者未填寫滿意度，因此該項分析之樣本數少 1 份，共計 222 份有效樣本，分析結果如表 4 所示。整體而言，共計 29 項的平均 WTP 題項結果為滿意組大於不滿意組；另有 11 項的題項結果為不滿意組大於滿意組，推測可能原因為受訪者對於惠蓀之滿意度雖不高，但對於惠蓀各項景觀資源仍認為是具有價值的，因此平均 WTP 值較高。T 值呈現顯著的項目有：公車的便利性、門票價格合理、餐飲價格合理、住宿價格合理、商品價格合理，表示對於這些項目，不滿意者與滿意者之平均 WTP 有著顯著的差異。

四、美景價值之分析

本研究以遊客對惠蓀遊樂區內有名景點的願付價格來評估惠蓀美景價值，其中以較著名的 10 個景點：松風山步道、青蛙石步道、湯公碑步道、涉水步道、蕉道、茶道、藥用植物園、台灣藍鵲、櫻花季、螢火蟲季，作為惠蓀美景評估之根據。受訪者每年對惠蓀各景點美景之願付價格如表 4 所示，松風山步道之美景價值為 302.5 元/年/人，青蛙石步道之美景價值為 292.4 元/年/人，湯公碑步道之美景價值為 300.7 元/年/人，涉水步道之美景價值為 328.3 元/年/人，蕉道之美景價值為 279.3 元/年/人，茶道之美景價值為 283.3 元/年/人，藥用植物園之美景價值為 309.3 元/年/人，台灣藍鵲之美景價值為 447.3 元/年/人，櫻花季之美景價值為 341.2 元/年/人，螢火蟲季之美景價值為 362.1 元/年/人。其中以台灣藍鵲之願付價格最高，其次為螢火蟲季、櫻花季。將惠蓀各景點美景之平均願付價格乘上惠蓀森林遊樂區 2016 年總遊客人次 182,390 人次，可得惠蓀森林遊樂區之總美景價值，結果如表 5 所示。本研究結果顯示惠蓀國家森林遊區美景平均願付價格為 3,246.4 元/年/人，再乘上惠蓀森林遊樂區之總遊客人數 182,390 人次，可得惠蓀森林遊樂區之美景總價值為 592,110,896 元/年。

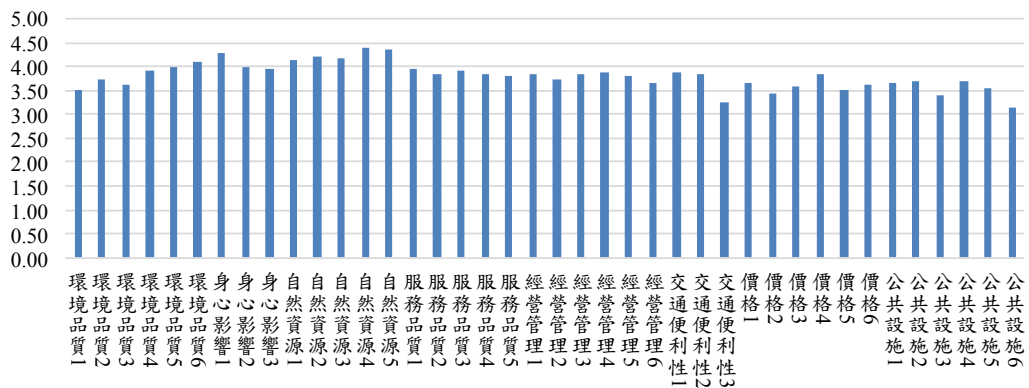


圖 3 遊客對各構面之滿意度平均值

表 4 滿意度之 WTP 差異分析結果表

	平均 WTP (樣本數)		T 值
	滿意	不滿意	
環境品質			
1.住宿環境品質	343.4 (107)	307.5 (115)	-0.983
2.公共廁所衛生環境品質	323.7 (137)	326.7 (85)	0.081
3.餐廳衛生環境品質	342.3 (112)	307.0 (110)	-0.968
4.整體園區環境清潔	331.4 (159)	308.1 (63)	-0.576
5.園區內擁擠程度	317.9 (159)	342.4 (63)	0.605
6.園區內安靜程度	324.5 (162)	325.6 (60)	0.025
身心影響			
1.放鬆身心，減輕壓力	308.7 (191)	423.9 (31)	1.793
2.進行環境教育	321.9 (156)	331.0 (66)	0.228
3.增進社交情感	317.3 (159)	343.8 (63)	0.654
自然資源			
1.動植物種類豐富	327.5 (172)	315.5 (50)	-0.275
2.林相美觀	327.9 (178)	312.2 (44)	-0.344
3.自然資源的獨特性	330.2 (179)	302.3 (43)	-0.604
4.空氣品質	325.5 (196)	319.4 (26)	-0.108
5.河川水質乾淨程度	322.9 (196)	339.2 (26)	0.287
服務品質			
1.遊樂區人員服務態度	341.2 (157)	285.2 (65)	-1.402
2.服務人員提供及時服務	338.6 (143)	299.9 (79)	-1.017
3.整體服務態度	334.0 (151)	305.2 (71)	-0.736
4.解說員的講解是否詳細	339.1 (138)	301.4 (84)	-1.003
5.解說人員之專業、態度	335.7 (137)	307.4 (85)	-0.754
經營管理			
1.標示牌清楚。如：植物牌	326.3 (152)	321.5 (70)	-0.123
2.行銷旅遊資訊取得便利	331.6 (135)	314.3 (87)	-0.462
3.園區的路線動態得宜	330.5 (151)	312.7 (71)	-0.456
4.地點指示牌清楚	330.8 (156)	310.6 (66)	-0.506
5.安全警告標示清楚	326.3 (141)	322.2 (81)	-0.110
6.步道設計適當性	342.6 (130)	299.7 (92)	-1.158

表4 滿意度之WTP差異分析結果表(續)

	平均 WTP (樣本數)		T 值
	滿意	不滿意	
交通便利性			
1.路標指引清楚	324.6 (151)	325.4 (71)	0.020
2.對外道路狀況、便利性	345.2 (143)	287.8 (79)	-1.511
3.公車的便利性	378.0 (96)	284.3 (126)	-2.576*
價格			
1.門票價格合理	355.4 (132)	280.0 (90)	-2.044*
2.餐飲價格合理	369.4 (106)	284.1 (116)	-2.362*
3.住宿價格合理	366.1 (109)	285.0 (113)	-2.246*
4.停車費價格合理	343.5 (146)	288.9 (76)	-1.422
5.商品價格合理	366.8 (103)	288.4 (119)	-2.161*
6.整體價格合理	352.3 (119)	293.1 (103)	-1.626
公共設施			
1.垃圾桶數量配置	320.8 (130)	330.5 (92)	0.263
2.廁所數量提供及便利性	333.4 (133)	312.0 (89)	-0.576
3.夜間照明數量提供	361.4 (97)	296.4 (125)	-1.775
4.涼亭、休憩椅子數量	321.8 (130)	329.0 (92)	0.193
5.區內建築風格特色	337.8 (115)	310.9 (107)	-0.736
6.有無障礙空間設施	322.2 (78)	326.3 (144)	0.106

註：滿意組與不滿意組有底色者表示該組織平均 WTP 較另一組高；T 值有底色及*者，表示呈現顯著；*表示顯著水準在 0.1 以下。

接下來計算排除抗議性樣本後各景點的美景價值，結果如表 6 所示。結果顯示各個景點在排除抗議性樣本後，其每人平均每年願付價格皆增加，其中以青蛙石步道及松風山步道增加的 WTP 量最多，分別為 50.8 元/年/人、47 元/年/人元/年/人。惠蓀森林遊樂區的美景價值為 670,848,659 元/年。

表 5 惠蓀美景價值之分析

項目	平均美景價值 (元/年/人)	總美景價值 (元/年)
松風山	302.5	55,172,975
青蛙石	292.4	53,330,836
湯公碑	300.7	54,844,673
涉水	328.3	59,878,637
蕉道	279.3	50,941,527
茶道	283.3	51,671,087
藥用植物園	309.3	56,413,227
台灣藍鵲	447.3	81,583,047
櫻花季	341.2	62,231,468
螢火蟲季	362.1	66,043,419

表 6 排除抗議性樣本之惠蓀美景價值

項目	平均美景價值 (元/年/人)	總美景價值 (元/年)
松風山	349.5	63,745,305
青蛙石	343.2	62,596,248
湯公碑	347.4	63,362,286
涉水	366	66,754,740
蕉道	326.1	59,477,379
茶道	320.7	58,492,473
藥用植物園	355.5	64,839,645
台灣藍鵲	491.4	89,626,446
櫻花季	378.5	69,034,615
螢火蟲季	399.8	72,919,522

五、抗議性樣本、願付價格之相關性分析

先計算出受訪者對惠蓀各景點之平均願付價格，再進一步分析每人每年平均願付價格與受訪者之社會經濟背景及其抗議性想法是否具有相關性，結果如表 7 所示。抗議性想法與年齡、教育程度、婚姻有顯著相關性，表示年齡越低、教育程度越高、未婚者，越可能具有抗議性想法，此結果與 Lo and Jim (2015) 之研究結果相符。

六、抗議性樣本之區別分析

本研究首先依願付價格 WTP 分別將樣本分為三類，非抗議性樣本 ($N = 171$)、抗議性樣本 ($N = 52$) 與全部樣本 ($N = 223$)，再計算出每一社會經濟變數的平均數與標準差，另有關區間迴歸模型所使用的變數說明一併整理於表 8。在平均 WTP 的這個項目，以僅納入「非抗議性樣本」者為最高，納入全部樣本為第二高，最低者則為僅納入「抗議性樣本」，此結果與前人文獻之結果相同—納入抗議性樣本會降低整體的願付價格 (Chen and Qi, 2018)。抗議性想法者中，男性占 48%、平均年齡 45 歲、其中 65% 的教育程度為大學以上、平均月所得 37,500 元、63% 已婚、67% 居住在中彰投地區、6% 有參加環保團體。

表 7 受訪者社經變數及平均願付價格與抗議想法之相關性結果

	性別	年齡	教育程度	月所得	職業	婚姻	居住地	環保團體	抗議想法	平均 WTP
性別	1	0.039	0.184**	0.262***	-0.106	0.011	0.071	0.092	0.203	-0.010
年齡		1	-0.275***	0.285***	0.400***	0.730***	-0.335***	0.107	-0.362**	0.203**
教育程度			1	0.331***	-0.206**	-0.257***	0.027	-0.073	0.391**	0.030
月所得				1	-0.128	0.362***	-0.118	0.041	-0.084	0.117
職業					1	0.332***	-0.141*	0.072	0.160	0.111
婚姻						1	-0.219**	0.068	-0.273*	0.233***
居住地							1	-0.131	0.192	-0.161*
環保團體								1	-0.015	0.100
抗議想法									1	0.137
平均 WTP										1

註：*表示顯著水準在 0.1 以下；**表示顯著水準在 0.05 以下；***表示顯著水準在 0.01。

表 8 區間迴歸模型所用變數之說明

變數設定	非抗議性樣本 (N = 171)		抗議性樣本 (N = 52)		全部樣本 (N = 223)	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
WTP (元)	387.84	266.333	116.73	161.824	324.62	271.174
性別	0.42	0.494	0.48	0.505	0.43	0.496
年齡 (歲)	44.10	13.951	45.00	14.606	44.305	14.078
教育程度	0.76	0.428	0.65	0.480	0.74	0.442
月所得 (元)	44,269.01	22,358.526	37,500.00	19,491.074	42,690.58	21,870.385
職業 ^a	4.81	2.882	4.58	2.979	4.76	2.900
婚姻	0.70	0.461	0.63	0.486	0.68	0.467
居住地	0.54	0.500	0.67	0.474	0.57	0.496
環保團體	0.07	0.256	0.06	0.235	0.07	0.251

^a職業類別包含：學生、軍公教、工、商、服務業、自由業、農林漁牧業、待業、退休、其他

接下來分別將以下兩組「具抗議性想法者、非抗議性想法者」，以「年齡、月收入、一年到訪惠蓀次數、未來一年內預計到訪惠蓀次數、平均到訪惠蓀次數、停留時間」分別進行人數統計分析比較，將結果分別製成 6 張折線圖，如下方圖 4 至圖 9 所示。

以「年齡」而言，抗議性樣本與非抗議性樣本之人數皆以「50-64 歲」最多，分別為 66 人、20 人，抗議性與非抗議性樣本人數差距最大及最小為「50-64 歲、65 歲以上」，分別相差 46 人、5 人；以「月收入」而言，抗議性樣本之人數以「2-4 萬」最多，非抗議性樣本之人數則以「2 萬以下」最多，分別為 51 人、17 人，抗議性與非抗議性樣本人數差距最大及最小為「2-4 萬、10 萬以上」，分別相差 36 人、4 人；以「近一年到訪惠蓀次數」而言，抗議性樣本與非抗議性樣本之人數皆以「到訪 1 次」最多，分別為 106 人、38 人，抗議性與非抗議性樣本人數差距最大及最小為「到訪 1 次、到訪 3 次」，分別相差 68 人、10 人；以「未來一年到訪惠蓀次數」而言，抗議性樣本與非抗議性樣本之人數皆以「到訪 1 次」最多，分別為 94 人、32 人，抗議性與非抗議性樣本人數差距最大及最小為「到訪 1 次、到訪 3 次」，分別相差 62 人、3 人；以「平均每年到訪惠蓀次數」而言，抗議性樣本與非抗議性樣本之人數皆以「到訪 1 次」最多，分別為 114 人、42 人，抗議性與非抗議性樣本人數差距最大及最小為「到訪 1 次、到訪 4 次 (含) 以上」，分別相差 72 人、23 人；以「停留時間」而言，抗議性樣本之人數以「兩天一夜」最多，非抗議性樣本之人數則以「停留 4-6 小時」最多，分別為 62 人、19 人，抗議性與非抗議性樣本人數差距最大及最小為「兩天一夜、停留 6-8 小時」，分別相差 54 人、3 人。

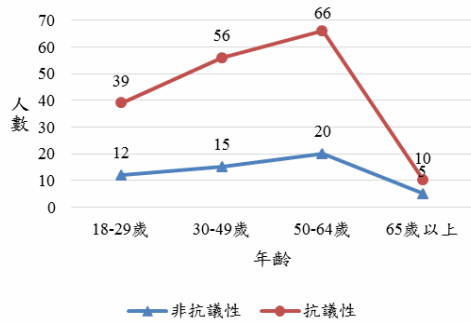


圖4 兩組之年齡人數差異

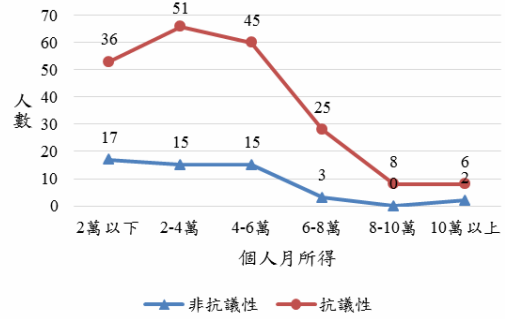


圖5 兩組之個人月所得人數差異

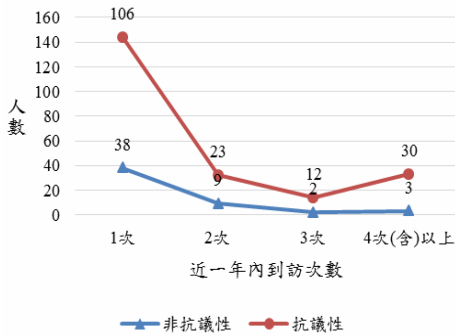


圖6 兩組不同近一年到訪次數之人數差異

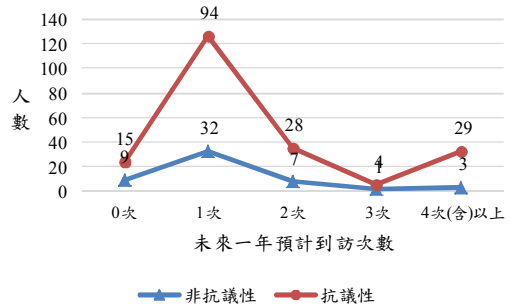


圖7 兩組不同未來一年到訪次數之人數差異

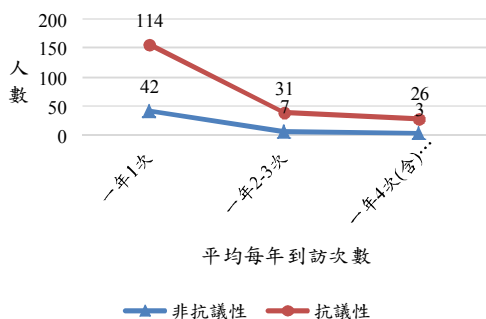


圖 8 兩組不同平均到訪次數之人數差異

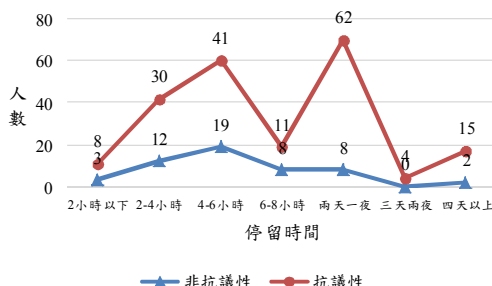


圖 9 兩組停留時間之人數差異

再將受訪者分為兩類，分別為具有抗議性想法及不具抗議性想法者，變數分別設定為 1、0，再依此二元抗議性分類作為分組變數，以下列 8 項社會經濟變數作為自變數進行區別分析，結果如表 9 所示：

表 9 區別分析結果

	結構係數	標準化係數	顯著性
性別	-0.176	-0.358	0.468
年齡	-0.018	-0.624	0.941
二元教育程度	0.601	0.608	0.014*
月所得	0.552	0.429	0.024*
職業	0.125	0.277	0.605
婚姻	0.281	0.588	0.247
居住地	-0.337	-0.323	0.165
環保團體	0.105	0.137	0.666
典型相關	0.268		
Wilks' Lambda 值	0.928*		
Lambda 之 Chi-square 值	16.118		
特徵值	0.077		

註：底色表示呈現顯著；*表示顯著水準在 0.1 以下。

結構係數反應各自變數 (IV) 對於依變數 (DV) 解釋的原始變動量，可看出預測變相與標準化區別函數的聯合組內相關係數，研究結果顯示，教育程度及個人月所得此兩項對於抗議性樣本的區別能力最佳，此與 Chen and Qi (2018) 結果相符。

標準化係數反應出自變數去除單位後的對依變數解釋量，可以比較各自變數相對重要性，其絕對值大小反應了區別類別的貢獻度，若其為正值，表示該值越高，越有可能被分到抗議性樣本的組別，若為負值，則值越高，代表越有可能被分到非抗議性樣本的組別。研究結果顯示貢獻度最高的前三項為年齡、教育程度與婚姻，表示年齡越大，對分類的影響程度也越大。最右欄的顯著性則是可看出抗議性樣本與非抗議性樣本間的平均數是否有顯著的差異，研究結果顯示抗議性樣本與非抗議性樣本的教育程度及月所得之平均數有著顯著的差異。

表下方的典型相關值、Wilks' Lambda 值、Lambda 之 Chis-square 值、特徵值皆是用來判斷區別函數的解釋能力，其中典型相關與特徵值是越高越好，Wilks' Lambda 值則是越小。結果顯示區別函數的解釋能力為 26.8%，Wilks' Lambda 值有顯著性表示該區別函數可區分非抗議性樣本與抗議性樣本。

七、抗議性樣本之羅吉斯迴歸

首先以二元抗議性想法作為依變數，各項受訪者之社經背景及遊憩經驗為自變數來進行羅吉斯迴歸分析。Omnibus 檢定之結果顯示其卡方值為 33.646，顯著性為 0.001***，呈現高度顯著，表示本模式所選取的自變項能有效的聯合影響依變項，具有預測能力。Nagelkerke R^2 值為 0.211，大於 $R^2 = 0.15$ 的門檻值，顯示此一羅吉斯模式具有顯著的解釋能力。羅吉斯迴歸結果顯示「年齡、居住地、停留時間」具有顯著性，表示年齡越小、居住在非中彰投地區、停留時間越久的遊客越有可能具有抗議性想法。

表 10 羅吉斯迴歸分析結果

	係數估計值	顯著性
性別	-0.460	0.215
年齡	-0.041	0.045*
二元教育程度	0.041	0.929
月所得	0.000	0.050
職業	0.030	0.677
婚姻	0.608	0.297
居住地	-0.989	0.015*
環保團體	-0.060	0.934
一年內到訪次數	0.269	0.265
未來一年內到訪次數	0.281	0.257
平均到訪次數	0.195	0.448
是否去過其他遊樂區	-0.410	0.514
停留時間	0.029	0.026*
卡方值	33.646	
Omnibus 檢定之顯著性	0.001***	
Nagelkerke R 平方值	0.211	

註：底色表示呈現顯著；*表示顯著水準在 0.1 以下；***表示顯著水準在 0.01。

八、迴歸分析

將回收之資料分別以 Heckman 二階段模型、Tobit 迴歸等分析、OLS 線性迴歸來處理。Heckman 二階段模型之第一階段為二元 Probit 迴歸，可預估受訪者成為抗議性樣本的機率並計算選擇樣本中估計值的選擇性矯正因子；第二階段為線性迴歸（最小平方法 OLS）來分析會顯著影響 WTP 的變數，並將選擇性矯正因子代入方程式中，以解決樣本選擇偏誤的問題。若第二階段之選擇性矯正因子 (inverse mills ratio) 呈現顯著，表示第二階段會受到第一階段的影響，即若第一階段被剔除，將會改變第二階段的結果。而若矯正因子估計值為負值且顯著，表示若是忽略抗議性樣本選擇偏誤的這個問題，則將會高估第二階段的依變數 WTP，反之若為正值，則會低估 WTP。首先將月所得取 Log 值，

再以此轉換後的值進行後續分析，結果如表 11 所示。Heckman 二階段模型的第一階段納入全數樣本進行分析，而其第二階段以及區間迴歸僅納入非抗議性樣本。此三種分析方法之自變數包括：性別、年齡、教育程度、Log 月所得、婚姻、居住地、環保團體、一年內到訪惠蓀次數、未來一年內到訪惠蓀次數、平均到訪惠蓀次數、是否去過其他森林遊樂區、停留時間。

表 11 願付價格之各項迴歸分析結果

	Heckman 二階段模型 (全體樣本、排除抗議性樣本)		Tobit 迴歸
	第一階段： 是否為抗議性樣本	第二階段： 願付價格	全體樣本
性別	-0.324	44.713	-2.916E+01
年齡	-0.024*	5.104	-7.033E-03
二元教育程度	-0.013	42.154	7.383E+01
Log 月所得	1.499*	-266.737	5.893E+01
居住地	-0.624**	48.550	-1.009E+02*
婚姻	0.366	69.070	1.121E+02
環保團體	0.001	9.140	7.101E+01
一年內到訪次數	0.189	-40.779	2.417E+00
未來一年內到訪次數	0.138	-4.933	1.371E+01
平均到訪次數	0.216	30.846	7.698E+01
是否去過其他遊樂區	-0.266	114.798	3.432E+01
停留時間	0.018*	-1.052	1.321E+00
Log likelihood (df)	-		-1470.071 (14)
Inverse mill ratio(顯著性)	-365.5 (0.198)		-
R ²	0.131		-
Adjusted R ²	0.06		-
Logsigma	-		5.574***

註：底色表示呈現顯著；*表示顯著水準在 0.1 以下；**表示顯著水準在 0.05 以下；***表示顯著水準在 0.01。

結果顯示 Heckman 第一階段有「年齡、Log 月所得、居住地、停留時間」呈顯著，表示年齡越低、月所得越高、居住在非中彰投地區、停留時間越久的遊客越可能具有抗議性想法，此結果與 Roy and Julia (2012)、Chen and Qi (2018) 研究結果相符；第二階段中則皆不顯著。Inverse mill ratio 不顯著，表示排除抗議性樣本後不會顯著影響樣本預測的結果。Tobit 迴歸為居住地呈現顯著，表示居住在非中彰投地區之遊客具有較高的 WTP。

接下來先將全體樣本進行四種 OLS 分析，分別為「Linear、Linear-log、Semi-log、Double-log」，四者差別為 Linear 對自變數依變數皆不取 Log，Linear-log 僅對連續的自變數取 Log，Semi-log 僅對依變數取 Log，Double-log 對依變數及連續的自變數皆取 Log。結果顯示納入全體樣本之 Linear 迴歸中「居住地、婚姻」會顯著影響 WTP，表示外地遊客、已婚之遊客具有較高的 WTP；Linear-log 迴歸中為「居住地、平均每年到訪惠蓀次數」會顯著影響 WTP，表示外地遊客、平均到訪次數越多之遊客具有較高的 WTP，此結果與 Lo and Jim (2010) 結果相符；Semi-log 迴歸中皆不顯著，因此未將其分析結果列在表 12 上；Double-log 中為「平均每年到訪惠蓀次數、停留時間」會顯著影響 WTP，表示平均每年到訪次數越多、停留時間越久之遊客具有較高的 WTP 此結果與 Lo and Jim (2010) 結果相符。

而在僅納入非抗議性樣本中，四種 OLS 皆不顯著。表中呈顯著之變數，其右方括號內表示其 VIF 值，皆小於 10，表示不存在共線性的問題。而表中之 Durbin-Watson 值可用來檢測迴歸分析中的殘差項是否存在自我相關，表中三種迴歸分析之 Durbin-Watson 值皆接近 2，表示不存在自我相關的問題。

過去吳珮瑛等 (2005、2014) 使用同一套關於評估墾丁國家公園資源價值的問卷，分析比較傳統刪去抗議性樣本、傳統保留抗議性樣本，以及使用模型校正之評估價值差異；而該調查資料的抗議性樣本占整體樣本的 30.63%，抗議性樣本合併不確定樣本共占整體樣本的 37.13。其中，在刪除不確定與抗議性樣本下每人平均 WTP 為 926 元，而在保留不確定與抗議性樣本下每人平均 WTP 之估計結果為 575 元至 649 元，而保留不確定與抗議性並使用模型校正後每人平均 WTP 之估計結果為 263 元。然而，在本研究之中，透過

Heckman 第一階段的估計結果指出，刪除抗議性樣本後不會顯著影響 WTP 的估計結果；此與吳珮瑛等 (2005、2014) 之結果差異甚大。而本研究推測，造成該差異的主要原因之一可能在於本研究抗議性樣本比例的不同。就整體而言，本研究抗議性樣本僅占整體有效樣本之 23.3%，遠小於吳珮瑛等 (2005、2014) 之抗議性樣本占整體樣本比例。此外，由於本研究同時評估松風山、青蛙石步道、湯公碑等 10 項特色景點，而在本研究所有的樣本中，受訪者只要對一項特色美景具有抗議性想法，即被定義為抗議性樣本；部分受訪者僅對部分景點具抗議性想法。故就個別景點而言，屬於抗議性樣本的比例僅占 9.0% 至 14.8%。

表 12 願付價格之 OLS 分析結果

	Linear	Linear-log	Double-log
Intercept 常數	69.143	-171.602	1.150
性別	-19.259 (1.134)	-21.054 (1.145)	-0.015 (1.147)
年齡	0.657 (2.461)	119.620 (2.535)	0.458 (2.587)
二元教育程度	59.720 (1.385)	63.587 (1.450)	0.053 (1.404)
月所得	0.000 (1.516)	31.524 (1.630)	0.068 (1.682)
居住地	-88.952** (1.362)	-94.549** (1.415)	-0.093 (1.466)
婚姻	104.453* (2.447)	78.992 (2.592)	0.025 (2.589)
環保團體	67.955 (1.058)	67.846 (1.061)	0.055 (1.068)
一年內到訪次數	9.259 (2.304)	30.837 (2.156)	0.034 (2.149)
未來一年內到訪次數	18.024 (2.495)	-45.021 (2.572)	-0.100 (2.545)
平均到訪次數	32.928 (2.363)	276.608** (2.473)	0.332* (2.488)
是否去過其他遊樂區	37.817 (1.056)	24.210 (1.040)	0.004 (1.039)
停留時間	1.132 (1.063)	69.143 (1.065)	0.163*** (1.064)
R^2	0.141	0.136	0.139
Adjusted R^2	0.092	0.080	0.081
Durbin-Watson 值	1.961	2.023	1.855

註：底色表示呈現顯著；*表示顯著水準在 0.1 以下；**表示顯著水準在 0.05 以下；***表示顯著水準在 0.01 以下；顯著水準右方括號之數值為其 VIF 值。

肆、結論與建議

本研究之研究目的為評估惠蓀森林遊樂區之美景價值，研究結果顯示各景點之美景價值如下：松風山步道之美景價值為 302.5 元/年/人，青蛙石步道之美景價值為 292.4 元/年/人，湯公碑步道之美景價值為 300.7 元/年/人，涉水步道之美景價值為 328.3 元/年/人，蕉道之美景價值為 279.3 元/年/人，茶道之美景價值為 283.3 元/年/人，藥用植物園之美景價值為 309.3 元/年/人，台灣藍鵲之美景價值為 447.3 元/年/人，櫻花季之美景價值為 341.2 元/年/人，螢火蟲季之美景價值為 362.1 元/年/人。其中以台灣藍鵲之願付價格最高，其次為螢火蟲季、櫻花季。計算結果可得惠蓀國家森林遊區美景平均願付價格為 3,246.4 元/年/人。而惠蓀各個景點在排除抗議性樣本後之每人平均每年願付價格皆增加，其中以青蛙石步道及松風山步道增加的願付價格最多，分別為 50.8 元/年/人、47 元/年/人。在排除抗議性樣本後，惠蓀森林遊樂區的美景價值為 670,848,659 元/年。另本研究亦有詢問受訪者對於惠蓀各個方面之滿意程度，以 Likert 五等量表來評估，平均滿意度最高者為空氣品質，第二高分的項目為河川水質乾淨度；最低分之滿意度為無障礙空間設施，次低分為公車便利性。

本研究共 223 位受訪者中，其中有 52 位具有抗議性想法，占總樣本數的 23.3%，其中以青蛙石步道之抗議性樣本數最多，共計 33 位；松風山步道與湯公碑步道次高，皆為 30 位；台灣藍鵲及螢火蟲之抗議性樣本數最少，分別為 20 及 21 位。抗議性想法各類別的數量以「應由政府單位支付」最多，共計 131 位，占 49.2%；次之為「已繳稅，即可作為贊助」，共計 72 位，占 27%。相關性分析結果顯示，抗議性想法與年齡、教育程度、婚姻有顯著相關性，表示年齡越低、教育程度越高、未婚者，越可能具有抗議性想法，此結果與 Lo and Jim (2015) 研究結果相符。區別分析結果顯示，教育程度及個人月所得此兩項對於抗議性樣本的區別能力最佳，此與 Chen and Qi (2018) 結果相符，而其中貢獻

度最高的前三項為年齡、教育程度與婚姻，表示年齡越大，對分類的影響程度也越大，其研究結果與 Halstead et al. (1992) 結果相符。羅吉斯迴歸結果顯示「年齡、居住地、停留時間」具有顯著性，表示年齡越小、居住在非中彰投地區、停留時間越久的遊客越有可能具有抗議性想法。Heckman 二階段選擇模型中，第一階段有「年齡、Log 月所得、居住地、停留時間」呈顯著，表示年齡越低、月所得越高、居住在非中彰投地區、停留時間越久的遊客越可能具有抗議性想法，此結果與 Roy and Julia (2012)、Chen and Qi (2018) 研究結果相符；在第二階段中則皆不顯著。Tobit 迴歸則有居住地呈現顯著，表示居住在非中彰投地區之遊客具有較高的 WTP。納入全體樣本之四種 OLS 迴歸中，Linear 迴歸中「居住地、婚姻」會顯著影響 WTP，表示外地遊客、已婚之遊客具有較高的 WTP；Linear-log 迴歸中為「居住地、平均每年到訪惠蓀次數」會顯著影響 WTP，表示外地遊客、平均到訪次數越多之遊客具有較高的 WTP，此結果與 Lo and Jim (2010) 結果相符；Semi-log 迴歸中皆不顯著；Double-log 迴歸中為「平均每年到訪惠蓀次數、停留時間」會顯著影響 WTP，表示平均每年到訪次數越多、停留時間越久之遊客具有較高的 WTP，此結果與 Lo and Jim (2010) 結果相符。而在僅納入非抗議性樣本中，四種 OLS 皆不顯著。

根據本研究之研究結果提出以下相關建議，供政府單位於制定政策或管理之參考：

本研究分析了抗議性想法與受訪者社會經濟背景及其到訪惠蓀遊憩經驗之關係，對於遊客之美景價值認知及相關價值觀並未在問卷中進行詢問，而許多前人文獻亦將受訪者對於研究議題之相關價值觀認知納入研究中，且其研究結果顯示價值認知與其是否為抗議性想法者有顯著的影響，因此建議未來研究除了基本的社經背景資料及遊憩經驗外，亦可詢問美景價值對於受訪者之重要程度，以及是否認為美景價值有益於人體身心健康等之問項，以進行更深入全面的抗議性樣本分析。

根據本研究之迴歸結果顯示，本地遊客、未婚者、平均到訪次數越少者、停留時間越短者，其對於美景之願付價格相對較低，建議惠蓀相關管理單位可針對該族群的遊客多加進行森林美景價值的宣導，並舉辦相關主題活動來吸引遊客前來，或是給予本地遊客票卷優惠，以吸引本地遊客前來，增加遊客在惠蓀的停留時間及到訪次數。

本研究結果顯示年齡越低、教育程度越高、月所得越多、外地遊客、未婚者、停留時間越久的遊客，越有可能具有抗議性想法，因此建議可針對該族群特別加強宣導，以提升其對於美景價值的認知更可能多加推廣賞景活動，並由解說員在帶領民眾進入森林遊樂區的同時，向其宣導森林美景對於人體的幫助以及美景對於放鬆身心維持健康的重要性，藉由此種宣導方法可使民眾更加體會到美景價值的重要性以及益處，間接提高民眾對於保護美景的支持度及接受度，進而降低抗議性樣本的比例。如：近年來森林療癒為一熱門議題，政府單位可多加推廣森林浴對人體身心健康的幫助，並舉辦一系列的推廣體驗活動使民眾更能深刻體會森林美景的益處及價值。

(收件日期為民國 109 年 3 月 2 日，接受日期為民國 109 年 11 月 23 日)

參考文獻

一、中文部分

- 巫惠玲，2003，福寶溼地發展生態旅遊經濟效益之研究，逢甲大學土地管理學研究所碩士論文。(Wu, H. L., 2003, *A Study on Economic Benefits of Developing Ecotourism at Fubow Wetland*, Master's Thesis, Department of Land Management, Feng Chia University.)
- 吳珮瑛、林佳穎與蘇明達，2005，「抗議性樣本與答覆「無法確定」樣本之特質：這一群人对假設市場價值評估結果之影響」，調查研究—方法與應用，17：65-110。(Wu, P. I., C. Y. Lin, and M. T. Su, 2005, "The Characteristics of Protest Responses and Responses with 'Uncertain': The Impacts of These Responses on WTP Estimation", *Survey Research-*

- Method and Application*, 17: 65-110.)
- 吳珮瑛、陳思豪與劉哲良，2014，「條件評估法處理抗議性樣本及無法確定/不知道樣本之一般化架構」，*農業與經濟*，53：1-54。(Wu, P. I., S. H. Chen, and J. L. Liou, 2014, “A General Framework for Protest and Uncertainty/Don't Know Bidders for Contingent Valuation Method”, *Agriculture and Economics*, 53: 1-54.)
- 陳美惠與莊政諺，2017，「遊客對於生態旅遊之願付價格與環境態度之探討－以墾丁社頂部落為例」，*林業研究季刊*，39：25-42。(Chen, M. H. and C. Y. Chuang, 2017, “Willingness to Pay and Environmental Attitudes of Visitors after Experiencing Ecotourism in Shirding Community, Kenting”, *Quarterly Journal of Forest Research*, 39: 25-42.)
- 黃昭通，2013，台中市社區老樹保護立法與經濟價值評估之研究，國立中興大學森林學系博士論文。(Huang, C. T., 2013, *The Community Old Tree Protection Legislation and Economic Value Assessment of Taichung City*, PhD Thesis, Department of Forestry, National Chung Hsing University.)

二、英文部分

- Chen, B. and X. Qi, 2018, “Protest Response and Contingent Valuation of Urban Forest Park in Fuzhou City, China”, *Urban Forestry and Urban Greening*, 29: 68-76.
- Cho, S. H., S. T. Yen, J. M. Bowker, and D. H. Newman, 2008, “Modeling Willingness to Pay for Land Conservation Easements: Treatment of Zero and Protest Bids and Application and Policy Implications”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 40: 267-285.
- Ciriacy-Wantrup, S. V., 1952, *Resource Conservation: Economics and Policies*, Berkeley: University of California Press.
- Davis, R. K., 1963, *The Value of Outdoor Recreation: An Economic Study of the Maine Woods*, PhD Thesis, Harvard University.
- Desvousges, W. H., V. K. Smith, and A. Fisher, 1987, “Option Price Estimates for Water Quality: A Contingent Valuation Study from the Monongahela River”, *Journal of*

- Environmental Economics and Management*, 14: 248-267.
- Escobedo, F., T. Kroeger, and J. E. Wagner, 2011, "Urban Forests and Pollution Mitigation: Analyzing Ecosystem Services and Disservices", *Environmental Pollution*, 159: 2078-2087.
- Halstead, J. M., A. E. Luloff, and T. H. Stevens, 1992, "Protest Bidders in Contingent Valuation", *Northeastern Journal Agricultural and Resource Economics*, 21: 160-169.
- Jim, C. Y. and W. Y. Chen, 2006a, "Recreation Amenity Use and Contingent Valuation of Urban Green Spaces in Guangzhou, China", *Landscape Urban Planning*, 75: 81-96.
- Jim, C. Y. and W. Y. Chen, 2006b, "Perception and Attitudes toward Urban Green Spaces in Guangzhou (China)", *Environmental Management*, 38: 338-349.
- Jorgensen, B. S. and G. J. Syme, 2000, "Protest Responses and Willingness to Pay: Attitude toward Paying for Stormwater Pollution Abatement", *Ecological Economics*, 33: 251-265.
- Kabisch, N., S. Qureshi, and D. Haase, 2015, "Human Environment Interactions in Urban Green Spaces-A Systematic Review of Contemporary Issues and Prospects for Future Research", *Environmental Impact Assessment Review*, 50: 25-34.
- Kong, F., H. Yin, and N. Nakagoshi, 2007, "Using GIS and Landscape Metrics in the Hedonic Modeling of the Amenity Value of Urban Green Space: A Case Study in Jinan City, China", *Landscape and Urban Planning*, 79: 240-252.
- Konijnendijk, C. C., 2003, "A Decade of Urban Forestry in Europe", *Forest Policy Economics*, 5: 173-186.
- Konijnendijk, C. C., M. Annerstedt, A. Busse Nielsen, and S. Maruthaveeran, 2013, *Benefits of Urban Parks, A Systematic Review*, A Report for IFPRA, Copenhagen & Alnarp: International Federation of Parks and Recreation Administration.
- Konijnendijk, C. C., R. M. Ricard, A. Kenney, and T. B. Randrup, 2006, "Defining Urban Forestry-A Comparative Perspective of North America and Europe", *Urban Forestry & Urban Greening*, 4: 93-103.
- Koo, J. C., M. S. Park, and Y. C. Youn, 2013, "Preferences of Urban Dwellers on Urban Forest Recreational Services in South Korea", *Urban Forestry & Urban Greening*, 12: 200-210.
- Lee, C. F., H. I. Huang, and H. R. Yeh, 2010, "Developing an Evaluation Model for

- Destination Attractiveness: Sustainable Forest Recreation Tourism in Taiwan”, *Journal of Sustainable Tourism*, 18: 811-828.
- Lo, A. Y. and C. Y. Jim, 2010, “Willingness of Residents to Pay and Motives for Conservation of Urban Green Spaces in the Compact City of Hong Kong”, *Urban Forestry & Urban Greening*, 9: 113-120.
- Lo, A. Y. and C. Y. Jim, 2015, “Protest Response and Willingness to Pay for Culturally Significant Urban Trees: Implications for Contingent Valuation Method”, *Ecological Economics*, 114: 58-66.
- Meyerhoff, J. and U. Liebe, 2006, “Protest Beliefs in Contingent Valuation: Explaining Their Motivation”, *Ecological Economics*, 57: 583-594.
- Meyerhoff, J. and U. Liebe, 2010, “Determinants of Protest Responses in Environmental Valuation: A Meta-study”, *Ecological Economics*, 70: 366-374.
- Mitchell, R. C. and R. T. Carson, 1989, *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*, Washington, D.C.: Resources for the Future Press.
- Randall, A., B. C. Ives, and C. Eastman, 1974, *Benefits of Abating Aesthetic Environmental Damage from the Four Corners Power Plant, Fruitland, New Mexico*, Agricultural Experiment Station Bulletin 618, New Mexico: New Mexico State University.
- Ready, R. C., J. C. Buzby, and D. Hu, 1996, “Differences between Continuous and Discrete Contingent Value Estimates”, *Land Economics*, 72: 397-411.
- Rowe, R. D. and L. G. Chestnut, 1982, *The Value of Visibility: Economic Theory and Applications for Air Pollution Control*, Cambridge, MA: Abt Books.
- Roy, B. and M. O. Julia, 2012, “Modeling Self-censoring of Polluter Pays Protest Votes in Stated Preference Research to Support Resource Damage Estimations in Environmental Liability”, *Resource and Energy Economics*, 34: 151-166.
- Roy, S., J. Byrne, and C. Pickering, 2012, “A Systematic Quantitative Review of Urban Tree Benefits, Costs, and Assessment Methods across Cities in Different Climatic Zones”, *Urban Forestry & Urban Greening*, 11: 351-363.
- Strazzeria, E., M. Genius, R. Scarpa, and G. Hutchinson, 2003, “The Effect of Protest Votes on The Estimates of WTP for Use Values of Recreational Sites”, *Environmental and Resource*

Economics, 25: 461-476.

Tyrväinen, L. and H. Väänänen, 1998, "The Economic Value of Urban Forest Amenities: An Application of the Contingent Valuation Method", *Landscape Urban Planning*, 43: 105-118.

Wang, X. J., W. Zhang, Y. Li, K. Z. Yang, and M. Bai, 2006, "Air Quality Improvement Estimation and Assessment Using Contingent Valuation Method, A Case Study in Beijing", *Environmental Monitoring and Assessment*, 120: 153-168.

Whitehead, J. C., P. A. Groothuis, and G. C. Blomquist, 1993, "Testing for Non-response and Sample Selection Bias in Contingent Valuation", *Economics Letters*, 41: 215-220.

Whittington, D., 2002, "Improving The Performance of Contingent Valuation Studies in Developing Countries", *Environmental and Resource Economics*, 22: 323-367.

Assessing the Scenic Beauty Value in Forest Recreation Area: Evidences from the Huisun Forest Recreation Area

Yen-Yu Lin* and Wan-Yu Liu**

Abstract

The purpose of this research is to evaluate the beauty value of Huisun Forest Recreation Area, and to explore the correlation between respondents' socioeconomic background and whether they are protester or not. This study uses 4 different empirical analysis, including discriminant Analysis, Heckman two-stage selection model, logistic regression and four kinds of OLS regression. We uses contingent valuation method to evaluate the beauty value, and uses payment card method as the induced payment mode. A total of 250 questionnaires were distributed in this study, including 223 valid questionnaires. The questionnaire response rate was 89.2%. The research results show that the value of beautiful scenery of Huisun visitors is 3,246 NTD per person per year. Multiplying it by the number of monthly visitors of Huisun in 2016, we can know that the total scenery value of Huisun Forest Recreation Area is 592,110,896 NTD, which shows that the beautiful scenery of Huisun is very valuable. After excluding protest samples, the average of willingness to pay (WTP) per person per year increased. Among them, respondents' WTP for Frog Stone Trail and Songfengshan Trail increased the most, which were 50.8 NTD per person per year and 47 NTD per person per year

* Department of Forestry, National Chung Hsing University.

** Distinguished Professor, Department of Forestry, National Chung Hsing University.

Corresponding Author. E-mail: wyliau@nchu.edu.tw. Tel: +886-4-22850158.

DOI: 10.3966/054696002020120108006

respectively. And the beautiful scenery value of Huisun Forest Recreation Area is 670,848,659 NTD per year. The empirical results show that people who are local tourists, unmarried, those with fewer average visits, and those with shorter stay period time have relatively lower WTP for beautiful scenery. And people with lower age, higher education level, greater monthly income, foreign tourists, unmarried, and longer stay period time are more likely to have protest response.

Keywords: Contingent Valuation Method, Payment Card, Scenic Beauty Value, Protest Sample, Huisun Forest Recreation Area

JEL Classification: Q20, Q23, Q26