

本研究以國立宜蘭農工專科學校實驗林場（以下簡稱宜專林場）開放為公共遊憩區之經濟效益評估為實例，提出評估新闢遊憩區經濟效益的理論模型及估計方法。由於遊憩區乃屬非市場商品（無法由市場決定其價格之商品），難以直接估計其價值，因此常以旅遊成本法 (Travel Cost Method, TCM) 為依據，亦即以旅客往返遊憩區所花費之旅遊成本代表其對此遊憩區願意支付的價值。旅遊成本法自 1966 年由 Clawson 與 Knetsch 提出後，雖已被廣泛使用，但在實證上引發不少問題，如 Flether 等人（1990）的討論包括需求齊一性的假設、個別與總合分析、受限樣本（如 truncated 及 censored 樣本）問題、多據點需求之估計及隨機效用函數等；Cameron(1992) 亦列舉如何分攤多人旅遊成本、如何處理多天旅遊、如何衡量時間成本、如何評估旅遊成本時所使用的汽車、遊艇、釣具等設備之使用成本、如何處理導遊支出、如何定義一據點及其替代據點、又如何決定它們之間是否具同質性及如何結合時間不確定性問題等實證研究上之難題。此外，旅遊成本法適用於現存遊憩區經濟價值的評估，而宜專林場為教學實驗為主之林場，雖未管制進入，亦未對外開放，遊客多經口口相傳而得知，不同於一般具知名度之遊憩區，因此遊客較少，僅就曾往旅客調查，可能有樣本不足及樣本偏誤的疑慮，因此需作若干修正。另一種較新的環境財價值評估法為假設市場評估法 (Contingent Valuation Method, CVM)，雖漸有取代傳統 TCM 之趨勢，但文獻上對其估計的可信度仍有許多質疑，Loomis(1989 及 1990)、Reiling et al.(1990)、Seller et al.(1985)、Kahneman and Knetsch(1992 a 及 1992 b) 及 Harrison(1992) 只是其中的一些例子。Cameron(1992) 的新構想為將 TCM 與 CVM 兩種評估法結合，同時利用掌握現在行為的 TCM 資料與提供可能行為之補充訊息的 CVM 資料，而以最大概似法估計此結合模型。（註 1）將 TCM 與 CVM 方法結合以評估一遊憩區效益的文獻，在國外以 Cameron(1992) 為首創，在國內則尚無應用個案。本研究雖沿用 Cameron 的方法，但研究對象並非眾所周知的現存遊憩區，而是計劃開

關之遊憩區，在國內可謂首次之嘗試。對於非眾所皆知的遊憩區，數個月內所能取得的現場資料可能極為有限，彌補方法之一為對此遊憩區所在地一定範圍內之居民做抽樣調查，或許可取得某一比例曾至該遊憩區旅遊者之資料。由於目前宜專林場之遊客皆來自宜蘭縣，因此將潛在消費者之母體設定為宜蘭縣居民而就其中抽取樣本進行調查。對所有受訪者（不管是否曾至該遊憩區）皆可進行 CVM 模型分析，而對曾旅遊者則可進一步進行純粹 TCM 或 TCM 與 CVM 結合等兩種模型分析，故不同模型之樣本數可能不同。

本文以 Cameron(1992)之方法為基礎，但其間除了所設定之效用函數不同外，尚有兩項重要差異：1. Cameron 僅討論結合模型，並未與其他模型比較，本文則分別估計純粹旅遊成本模型、純粹假設市場評估模型及前二模型之結合模型等三種模型，以供比較；2. 本文在估計參數時並未採用一般統計軟體中的最大概似估計式 (MLE) 指令，而是於 SAS 統計軟體中以 Newton-Raphson 逼近法自行撰寫程式，其優點之一為僅需利用極易取得之資源（個人電腦及 SAS 軟體）即可估計非線性函數，而不需對遊憩需求做所得彈性為零之不合理假設則為其另一優點。其缺點則為計算過程煩雜，易因電腦容量之限制無法一次估計較多參數。

2. 理論模型

本文分別採用純粹旅遊成本模型、純粹假設市場評估模型及前二模型之結合模型等三種方法利用最大概似法進行估計，因此分別就此三種模型加以說明。

2.1 純粹旅遊成本模型

旅遊成本法 (TCM) 於 1966 年由 Clawson 與 Knetsch 提出後已被廣泛應用於娛樂性公共事業的評估。其前提為消費者願意支付於旅遊場所

的時間與費用，即為其對此場所的真實價值。此模型是以消費者追求效用極大的理論為基礎。假設 $g(x_i, \beta)$ 為下面極大化問題之解，並假設 $q_i = g(X_i, \beta) + \eta_i$ ，而 η_i 呈 $N(0, \nu)$ 分配：

$$\begin{aligned} & \text{Max } U(Z, q) \\ & \text{s.t. } Y = Z + Pq \end{aligned} \quad (2.1)$$

式中， Y 表示消費者家庭年所得， q 表示旅遊次數， P 表旅遊成本， Z 代表合成商品，假設其價格為 1。則此時之概似函數為：

$$\log L = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - n \log \nu - \left(\frac{1}{2}\right) \left\{ \frac{[q - g(x, \beta)]}{\nu} \right\} \quad (2.2)$$

2.2 純粹假設市場評估模型

在缺乏市場價格數據時，為求得環境財效益或需求訊息，可經由對消費者直接調查，了解消費者的支付意願或他們對商品數量的選擇意願，此方法即為假設市場評估法。此時試圖估計的是假想情況下的消費者意願，而不是實際情況下的消費者行為，是一種事前 (et ante) 的判斷，適用的範圍較廣。文獻上常用的評估技巧包括四種：(1) 開放式 (open-ended) 問答；(2) 逐步競價法 (sequential bids)；(3) 支付卡 (payment card)；及 (4) 封閉式 (closed-ended) 問答或稱二分式選擇 (dichotomous-choice) 形式。本研究採用其中的封閉式問答法。(註2)

自 Bishop 與 Heberlein(1979) 採用封閉式二分選擇問卷調查方式以來，此法常被用於環境財經濟效益的評估，其原因為二分選擇問卷不僅易於回答，且符合一般消費行為在“買”與“不買”之間做抉擇的現象。Hoehn and Randall(1987) 更從學理上證明在如此調查方式下受訪者的最適策略便是誠實回答問題，而將調查所可能引發的策略性偏誤減至最低程度。

Hanemann(1984) 及 Cameron(1988) 皆曾就此法提出理論基礎，Hane-

mann以間接效用函數的差額來解釋受訪者的行為反應；Cameron則以個人支出函數的差額解釋之。依 McConnell(1990)之說明，這兩種方法的差異來源在於隨機誤差項，若兩者之隨機誤差項皆為零，則可證明間接效用函數與個人支出函數是對偶函數。此外，若效用為所得的線性函數，Hanemann的方法和 Cameron的方法亦相同。具體而言，Hanemann的方法可利用下面的評估問卷題目加以說明：「請問您願不願意每次支付 T 元以進入 (某特定)遊憩區旅遊？」受訪者的效用函數為：

$$U = V_j(Y) + \omega_j \quad (2.3)$$

式中， $j = 0$ 代表不得進入遊憩區旅遊， $j = 1$ 表示可進入遊憩區旅遊，而 Y 為受訪者家庭年所得， ω_j 為第 j 種狀況下效用函數的誤差項。若

$$V_1(Y - T) + \omega_1 \geq V_0(Y) + \omega_0 \quad (2.4)$$

則受訪者回答“願意”。根據 Hanemann 的解釋，消費者的回答決定於在兩種情況下的間接效用水準，因此反應函數為不同狀況下間接效用之差。

Cameron(1988)對反應函數的解釋則奠基於個人的支出函數。若以 $m_j(u_0) + \eta_j$ 表示個人為達目前效用水準 u_0 所需支付之金錢，其中 η_j 為一平均數為 0 之誤差項， $j = 0$ 表示現狀 (不得進入遊憩區旅遊)， $j = 1$ 表示狀況改變 (可進入遊憩區旅遊)，則當下式成立時，受訪者回答願意支付 T 元以進入遊憩區旅遊：

$$T < m_1(u_0) + \eta_1 - m_0(u_0) - \eta_0 \quad (2.5)$$

文獻上利用封閉式二分選擇調查方式的假設市場評估 (CVM) 實證研究，皆以 probit 或 logit 模型來估計參數，本文僅以 probit 模型進行分析。以效用函數差額法為例，其概似函數之推導過程如下。首先，受訪者比較不同狀況下效用之差：



$$\begin{aligned}\Delta U_i &= \Delta U_i^* + \varepsilon_i \\ &= f(X_i, \beta) + \varepsilon_i\end{aligned}\quad (2.6)$$

當 $\Delta U_i > 0$ 時，受訪者回答願意支付 T 元以接受此改變。其次，以 $I_i = 1$ 及 $I_i = 0$ 分別表示受訪者願意及不願意支付 T 元，當 ε_i 為一平均數為 0、變異數為 σ^2 之常態分配時，即為 probit 模型，此時 $I_i = 1$ 之機率為：

$$\begin{aligned}\Pr(I_i = 1) &= \Pr(\Delta U_i > 0) \\ &= \Pr(\varepsilon_i > -f(X_i, \beta)) \\ &= \Pr(Z > \frac{-f(X_i, \beta)}{\sigma}) \\ &= \Pr(Z < \frac{f(X_i, \beta)}{\sigma}) \\ &= \Phi(\frac{f(X_i, \beta)}{\sigma})\end{aligned}\quad (2.7)$$

式中， Z 為標準常態分配， Φ 為其機率函數，因此最後可求得概似函數為

$$\log L = \sum \{I_i \log \Phi(\frac{f(X_i, \beta)}{\sigma}) + (1 - I_i) \log [1 - \Phi(\frac{f(X_i, \beta)}{\sigma})]\} \quad (2.8)$$

2.3 TCM 與 CVM 結合模型

將 TCM 與 CVM 方法結合以評估一遊憩區效益的文獻是 Cameron (1992) 首創。如前面所述，不管是 TCM 模型或是 CVM 模型，在其根本原理或估計方法上都還存有些許多爭議。若將二模型結合，模型將較為複雜，可能引發估計的難題，然其優點為同時採用了掌握現在行為的 TCM 資料與提供可能行為之補充訊息的 CVM 資料，採用的訊息較為充



分，其結果可能較真確。假設 TCM 與 CVM 二模型之隨機誤差項互相獨立，將二模型合併可得到如下之概似函數（即將 (2.2) 式之 (2.8) 式之右式相加）：（註 3）

$$\log L = -\left(\frac{n}{2}\right) \log(2\pi) - n \log \nu - \left(\frac{1}{2}\right) \sum \frac{[q_i - g(X_i, \beta)]^2}{\nu} \\ + \sum \left\{ I_i \log \left[\frac{\Phi(f(X_i, \beta))}{\sigma} \right] + (1 - I_i) \log \left\{ 1 - \left[\frac{\Phi(f(X_i, \beta))}{\sigma} \right] \right\} \right\} \quad (2.9)$$

(2.9) 式即為結合模型之概似函數。

3. 實證模型與資料來源

3.1 實證模型之設定

本研究以宜專林場為實例，利用前節所述三種模型進行估計。在實證分析方面，Cameron(1992)假設效用函數為二次式，以結合模型之估計方法進行。本文之效用函數則屬 Cobb-Douglas 型式，且同時採用純粹 TCM、純粹 CVM 及結合模型等三種估計方法，以比較彼此之差異。易言之，本研究在純粹的 TCM 模型、純粹的 CVM 模型及 TCM 與 CVM 結合模型三種模型下，分別就 (2.2)(2.8) 及 (2.9) 式以最大概似法進行估計，以此估計結果做進一步的分析。我們假設消費者至宜專林場旅遊 (q) 及對合成商品 (Z) 之效用函數為 Cobb-Douglas 型式，且為使效用函數在 $q = 0$ 時仍有意義，因此將效用函數設定為：（註 4）

$$U(Z, q) = a \log Z + (1 - a) \log(q + 1) \quad (2.10)$$

而消費者的預算限制為 $Y = Z + Pq$ ，其中 Y 為所得， P 為商品 q 之價格，即至宜專林場之旅遊成本。因此，依 Cameron 所定義的純粹 TCM 模型，(2.2) 式概似函數中之 $g(X_i, \beta)$ 為：（註 5）



$$\begin{aligned}
g(X_i, \beta) &= \underset{q}{argmax} \ a \log(Y - pq) + (1 - a) \log(q + 1) \\
&= (1 - a) \left(\frac{Y}{P} \right) - a
\end{aligned} \tag{2.11}$$

式中， $argmax$ 表示由極大化問題解得之 q 函數。在純粹的 CVM 模型下受訪者之回答取決於下式 ΔU^* 之正負：

$$\begin{aligned}
f(X_i, \beta) &= \Delta U^* = U(Y - pq, q) - U(Y, 0) \\
&= a \log(Y - pq) + (1 - a) \log(q + 1) - a \log Y
\end{aligned} \tag{2.12}$$

分別將 (2.11) 式及 (2.12) 式代入概似函數 (2.2)、(2.8) 及 (2.9) 式中，即可估計三種模型之參數。

一般而言，此三種模型之最大概似估計式並不相等，因為 (2.2)、(2.8) 及 (2.9) 式分別對參數 a 偏微分等於 0 的一階條件並無法簡化為相同的一階條件，更具體而言，在 (2.10) 式之效用函數下，求解純粹 TCM 之概似函數對 a 偏微分等於 0 之一階條件，可得

$$\hat{a} = \frac{\sum \left(1 + \frac{Y}{P} \right) \left(\frac{Y}{P} - q \right)}{\sum \left(1 + \frac{Y}{P} \right)^2} \tag{2.13}$$

式中 $\hat{a}$ 表示 a 之最大概似估計式。純粹 CVM 模型及 TCM 與 CVM 之結合模型求解最大概似估計式之一階條件則無法化簡為顯函數型式，例如純粹 CVM 模型之一階條件為：

$$\begin{aligned}
&\sum I_i \left\{ \frac{[\log(Y - pq) - \log(q + 1) - \log Y] \cdot \Phi'(\frac{f}{\sigma})}{\Phi(\frac{f}{\sigma})} \right. \\
&\quad \left. - \sum (1 - I_i) \left\{ \frac{[\log(Y - pq) - \log(q + 1) - \log(Y)] \cdot \Phi'(\frac{f}{\sigma})}{[1 - \Phi(\frac{f}{\sigma})]} \right\} \right\} = 0
\end{aligned} \tag{2.14}$$

式中 f 之定義如 (2.12) 式所示。(2.14) 式為 a 之非線性函數，且涉及標準

常態分配，因此無法以一般數學方法求解。結合模型之一階條件亦有類似現象，因其包含 TCM 及 CVM 兩部份之一階條件。先驗上，我們不能預期此三種模型會得到相同的估計值，除非將觀測值代入 (2.14) 式後得到極小（或極大）的數值，此時的 TCM (或 CVM) 成為壓倒性的一方而使結合模型之估計值十分接近 TCM (或 CVM) 模型之估計值。

3.2 資料來源與資料處理

宜蘭縣共有一市三鎮八鄉，扣除大同、南澳兩個山地鄉後，計有頭城、礁溪、宜蘭、壯圍、員山、五結、羅東、冬山、三星、蘇澳等十個市鄉鎮。本調查依各市鄉鎮人口比例隨機抽取 500 名進行當面訪問調查，共回收 466 份有效問卷。問卷的內容包括三大部分：

- (1) 個人基本資料：居住地區及年數、性別、年齡、教育程度、職業別、個人所得、家庭所得、家庭成員及 18 歲以下成員人數。
- (2) 至林場旅遊資料：是否曾至林場旅遊（答是者續答此部份問項，答否者跳答第三部份問項）、過去一年旅遊次數、旅遊季節、同行之家庭成員及非家庭成員人數、交通工具、旅遊費用、旅遊時間及停留時間。
- (3) 林場改善計劃實施，對外開放後之旅遊意願：門票 t 元（由 $t=10, 20, 30, \dots, 100$ 元中隨機抽取一種）時是否願旅遊、（註 6）交通工具、估計之旅行成本及一年內旅遊次數。

本研究所採用的效用比較模型，已將受訪者特徵隱含於消費者偏好中，直接以偏好選擇結果進行分析，不再探討影響偏好選擇之因素，因此毋須以各特徵變數為解釋變數做統計分析。然為使讀者了解調查資料之特性，同時未來如欲採用其他估計方法可能需採用較多之解釋變數，因此將各變數之統計量列於表 1 中。表 2 為調查對象旅遊意願之統計。有效問卷 466 份中，在不收門票情況下願至宜專林場旅遊者有 443 人，其中有 378 人願意支付調查員所提供的門票價格以進入林場旅遊，合計欄中之願旅遊百分比係直接由願旅遊總人數佔有效問卷總人數之比例求



表 1 受訪者特性之平均數與標準差

變數代號	定義	平均值	標準差
YEAR	受訪者居住宜蘭縣， 時間單位：年	31.257	13.281
SEX	虛擬變數， = 1 為男性 = 0 為女性	0.618	0.486
AGE	受訪者年齡， 單位：歲	35.600	11.830
EDU	受訪者教育程度， 單位：年	11.165	2.787
INCOME	受訪者每月個所得， 單位：千元	23.996	15.331
AVG	受訪者的每月家庭所得，單位：千元	45.396	22.964
MEMBER	受訪者家庭成員人數 單位：人	5.517	2.146
CHILD	受訪者家中未滿 18 歲 成員人數，單位：人	1.701	1.369
FREQ	受訪者過去一年至宜 專林場旅遊次數， 單位：次	0.246	0.785
TC	受訪者至宜專林場所 需花費之交通， 單位：元	50.064	27.115

表 2 旅遊意願統計

門票 (元)	次數 (人)	願旅遊次數 (人)	願旅遊百分比 (%)
10	44	44	100
20	46	46	100
30	43	43	100
40	42	40	95.24
50	46	42	91.30
60	41	39	95.12
70	45	37	82.22
80	43	36	83.72
90	47	26	55.32
100	46	25	54.35
合計	443	378	85.33

算，未經加權平均。若以門票(元)為權數，則加權平均之願旅遊百分比降為 77.52%。

本研究在資料處理上，係採用 SAS(Statistical Analysis System) 應用軟體系統，在系統分析方面，並未直接採用一般統計軟體中的最大概似估計式 (MLE) 指令，而是於 SAS 統計軟體中以 Newton-Raphson 逼近法 (詳見 Judge et al. 1985)，自行撰寫適用於線性或非線性函數參數估計之程式以求取估計值。(註 7)

4. 估計結果與分析

4.1 實證結果

調查宜蘭縣民眾至林場旅遊之意願時，發現其中有 56 人曾至林場旅遊，我們可利用此資料作純粹的 TCM 分析，或利用 TCM 與 CVM 結合模型進行分析，至於其餘未曾至林場旅遊者則因欠缺 TCM 資料而只能以純粹的 CVM 加以估計。

為了比較採用不同模型估計消費者支付意願之差異，本研究除沿用 Cameron(1992)結合 TCM 與 CVM 模型之方法外，亦將 (2.9) 式之概似函數還原為 (2.2) 式之純粹 TCM 模型及 (2.8) 式之純粹 CVM 模型，而估計了純粹 TCM，純粹 CVM 及結合 TCM 與 CVM 等三種模型。(註 8) 估計結果如表 3 所示。利用表 3 結果進行概似比率檢定 (likelihood ratio test)，發現以最大概似法估計純粹 TCM 模型及結合 TCM 與 CVM 模型所得到的結果並無顯著性差異，純粹 CVM 模型 (使用者) 則與前兩種模型有顯著性差異；非使用者部份之純粹 CVM 模型因使用了較多的樣本數，故不宜與前述兩種模型直接比較。

欲探討表 3 中，各種模型之估計結果何者為佳，則需探討經濟理論所隱含之參數限制。就 CVM 模型而言，Sellar、Chavas 及 Stoll(1986)在



logit 模型下討論效用函數何時隱含負斜率之需求曲線，其推導方式可應用於本文之模型。以 WTP (willingness to pay) 表示願意支付意， $g(x)$ 表示在 x 價格下回答「願意」之機率密度函數，則平均願付意願為：

$$\begin{aligned} E(WTP) &= \int_0^{X_{\max}} Xg(X)dx \\ &= X_{\max} - \int_0^{X_{\max}} \Phi\left[\frac{f(x, q)}{\sigma}\right]dx \end{aligned} \quad (4.1)$$

式中 $X_{\max}$ 為受訪者願意支付的最高金額， $E(WTP)$ 對 q 偏微分必須為非負值，即

$$\frac{E(WTP)}{q} = - \int_0^{X_{\max}} \Phi\left[\frac{f(X, q)}{\sigma}\right]\left(\frac{f_q}{\sigma}\right)dx \geq 0 \quad (4.2)$$

式中 $f_q = \frac{\partial f}{\partial q}$ ；因此 f_q 必須為非正值，而由於

$$f = a \ln[Y - pq] + (1 - a) \ln(q + 1) - a \ln Y \quad (4.3)$$

所以

$$a \geq \frac{Y - pq}{Y + p} \quad (4.4)$$

為 $f_q \leq 0$ 之充要條件。此外，就 TCM 模型而言，效用極大化問題之 Kuhn-Tucker 條件亦隱含 (4.4) 式，因此參數與資料間亦應符合此項關係。檢查三種模式下之資料，發現純粹 TCM 及結合模型之資料完全符合限制式，而純粹 CVM 模型之資料幾乎完全不符限制式，因此結合模型及純粹 TCM 模型之結果（二者無顯著性差異）較可採信。

4.2 經濟效益的估計

一般而言，非市場環境財評估之主要目的，乃在於估計此環境財的

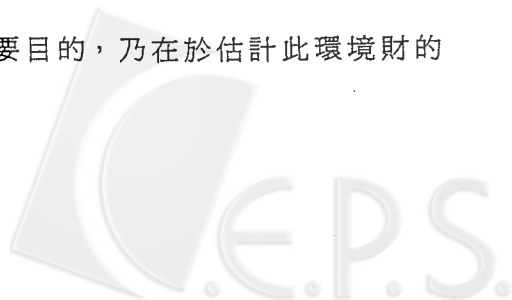


表 3 實證結果

模型	樣本數	a (效用函數參數)	ν (TCM 模型誤差項 之標準差)	σ (CME 模型誤差項 之標準差)	概似比率
純粹旅遊成本法	56	0.99985 ($3.285 * 10^{-5}$) ^a	1.83383	-	$\lambda_1 = L_{TCM} / L_{combined}$ $-2 \ln \lambda_1 = 1.77 * 10^{-66}$
旅遊成本與假設市場評估法結合法	56	0.99986 ($1.285 * 10^{-5}$)	1.83612	0.00064688	
純粹假設市場評估法	56	0.97063 ($1.818 * 10^{-7}$)		0.011001	$\lambda_2 = L_{CVM} / L_{combined}$ 1. $-2 \ln \lambda_2 = 20.8567$
1. 使用者					2. $-2 \ln \lambda_2 = 12.0551$
2. 非使用者	387	0.97036 ($1.782 * 10^{-7}$)		0.011001	

a : 括弧內數值為參數之標準誤

b : $\chi^2_{0.05}(d.f. = 1) = 3.84$ 。若 $-2 \ln \lambda > \chi^2_{0.05}$ ，則二模型具顯著性差異。

總社會價值，或衡量環境財品質狀態改變所造成的社會福利變化。常用的指標則有補償變量 (compensation variation, CV) 及對等變量 (equivalent variation, EV)。補償變量是指當環境品質狀態改變時，為維持消費者於原效用水準所需改變 (補償或取走) 的消費者所得；而對等變量則指狀態改變時為使消費者願意放棄此狀態變化所需改變的消費者所得 (即補貼或取走原狀態時之所得，使效用水準與新狀態時相同)。假設宜專林場已完成經營計劃，決定收取 T 元門票對外開放，而以「支付門票 T 元即可進入宜專林場」為起始狀態，以「不需付錢，但不得進入林場」為變化後狀態，(註 9)，則依 CV 及 EV 之定義可由 (4.5) 及 (4.6) 二式表示：

$$\text{Max}_q U(Y - pq, q) = U(Y + CV, 0) \quad (4.5)$$

$$\text{Max}_q U(Y - pq - EV, q) = U(Y, 0) \quad (4.6)$$

亦即， CV 衡量的是禁止消費者至林場旅遊所需彌補的金額； EV 則相當一種固定稅，消費者對於「被課稅，但可進入林場旅遊」與「不繳稅，但亦不至林場旅遊」的感覺並無差異。由效用函數 $U(Z, q) = a \log Z + (1 - a) \log(q + 1)$ 之假設，利用 (4.5) 式及 (4.6) 式經過代數運算，可求得：

$$CV = a(1 - a)^{\frac{1-a}{a}} (Y + p)^{\frac{1}{a}} (p)^{\frac{-(1-a)}{a}} - Y \quad (4.7)$$

$$EV = Y + p - Y^a (p)^{1-a} a^{-a} (1 - a)^{-(1-a)} \quad (4.8)$$

將 CV 與 EV 之計算公式 (4.7) 及 (4.8) 式代入模型中，我們可將表 3 擴充為表 4。表 4 最後一列為純粹 CVM 模型下使用者的 EV 及 CV 之統計量，可與純粹 TCM 及結合模型之結果互相比較。(註 10)

由表 4 之經濟效益估計結果，我們發現 CVM 模型的估計結果較不易讓人信服。因為不管是對等變量 (EV) 或補償變量 (CV)，以一知名度有限之教學實驗林場而言，其值在數元至數百元間堪稱合理，若高至數



表4 經濟效益評估結果

模 型	參 數 之 估 計				對等變量 (EV)				單位：元				補償變量 (CV)				單位：元			
	樣本數	a	ν	σ	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數
純粹旅遊成本法	56	0.99985	1.83383	-	29.66	94.91	0.002	20.21	29.66	94.88	0.002	20.21	29.66	94.88	0.002	20.21	29.66	94.88	0.002	20.21
旅遊成本與假設市場評估法結合法	56	0.99986	1.83612	0.00065	30.26	97.05	0.0525	21.88	30.25	97.02	0.0525	21.87	30.25	97.02	0.0525	21.87	30.25	97.02	0.0525	21.87
純粹假設市場評估法 (非使用者)	387	0.97036	-	0.011001	29288.1	177539.4	4630.3	24661.3	33793.4	215259.2	5024.1	27997.2	33793.4	215259.2	5024.1	27997.2	33793.4	215259.2	5024.1	27997.2
純粹假設市場評估法 (使用者)	56	0.97036	-	0.011001	30976.2	156374.6	5225.2	26758.9	35734.7	185681.1	5712.6	30561.6	35734.7	185681.1	5712.6	30561.6	35734.7	185681.1	5712.6	30561.6

千元乃至數萬元，則似乎太過高估了，尤其本研究對象僅為單一之遊憩區，民眾似不可能以每年花費數萬元之代價至一遊憩區旅遊。(註 11)

4.3 小 結

本文係針對計劃開闢之遊憩區，以各種可能方法進行經濟效益評估。傳統對於現存遊憩區多以旅遊成本法評估其經濟效益，而對計劃開闢之遊憩區文獻上則甚少討論之。Cameron(1992)的結合旅遊成本與假設市場價值資料之估計方法，提供了一可行的方向。本文以純粹旅遊成本法 (pure TCM)、純粹假設市場評估法 (pure CVM) 及結合 TCM 與 CVM 法 (TCM and CVM combined) 三種不同模型進行評估，其結果如下：

- (1) 以純粹 TCM 及 TCM 與 CVM 結合模型兩種模型估計所得之數值極為接近， α 值皆在 0.9999 左右。
- (2) 估計之對等變量 (EV) 及補償變量 (CV) 之平均數，在純粹 TCM 及 TCM 與 CVM 結合兩種模型下每戶每年約為 30 元，而在純粹 CVM 模型下則在 3 萬元左右。
- (3) 由上列結果，顯示純粹 TCM 及 TCM 與 CVM 結合二者之結果較為相近，宜專林場開放為遊憩區的經濟效益對宜蘭縣居民而言，每戶每年約 30 元之間，為較合理的結果；在純粹 CVM 模型下得到數萬元的結果則顯然太過高估了。

檢定不同模式之參數估計值，發現純粹旅遊成本模型與結合模型無顯著性差異，純粹假設市場評估模型則與前二模型有差異，以對等變量及補差變量之平均數檢定結果亦相同。

5. 結 論

由於傳統評估遊憩區經濟效益的旅遊成本法受限於資料來源，其對象為曾至該遊憩區旅遊者，而較新發展的假設市場評估法雖已漸漸普遍，



然此二模型在文獻上所引發討論的仍方興未艾，Cameron 結合此二種模型資料的估計方法提供了一個新方向，利用較多的訊息，當能得到較真確的結果。目前國外有關旅遊需求的研究，已漸由探討 TCM 與 CVM 兩種方法之間的差異，轉移到結合 TCM 與 CVM。本文利用純粹 TCM、純粹 CVM、結合 TCM 及 CVM 等三種方法分析國內資料，並比較分析各方法之結果。

本研究的結果顯示，宜蘭縣民平均每年每戶家庭去宜專林場旅遊願意支付的金額約為 30 元左右，本文實證結果顯示，純粹旅遊成本法 (TCM) 與結合模型法之估計結果極為接近，在此二模型下資料與參數估計值之關係皆符合理論限制，因此二模型之評估結果皆可採信，純粹假設市場評估法之結果則不理想。本文為避免對遊憩區需求做所得彈性為零的不合理假設，而於 SAS 統計軟體中以 Newton-Raphson 逼近法自行撰寫適用於非線性函數之程式以求取最大概似估計式，然受限於個人電腦容量，因此必須做一些簡化的假設而使本文之推論有所限制。首先，我們假設效用函數為 Cobb-Douglas 型式，而使旅遊需求與旅遊成本占所得的百分比成為一直線關係，可能過於簡化需求函數，影響參數的估計。其次，TCM 與 CVM 兩種模型之隨機誤差項互相獨立的假設亦可能過於強烈。再者，CVM 資料中樣本與參數估計值間之關係不符經濟理論所隱含限制者所佔比例極高，表示此組樣本有所偏誤，亦可能為導致 CVM 模型結果欠佳的原因之一。而實證結果顯示純粹 TCM 與結合模型並無顯著性差異，可能令人有何必捨易（純粹 TCM）求難（結合模型）的疑惑。事實上，如註 5 中解釋，純粹 TCM 與結合模型無差異之原因即在於效用函數之設定方式，加上樣本資料之問題，使 TCM 之概似函數成為壓倒性的一方。（註 12）除此之外，本文的 TCM 模型僅考慮單一遊憩區，未考慮其他替代遊憩區，可能造成偏誤，為本文另一限制。（註 13）

本文亦提出選擇模型之估計結果的方法。在估計出參數後，可利用經濟理論所隱含之參數限制，即在 CVM 模型或結合模型中隱含負斜率之



需求曲線的條件，及 TCM 模型效用極大化問題之 Kuhn-Tucker 的條件，檢查資料與參數間是否符合此類限制。本文結果顯示結合模型確實符合理論之限制。

註 解

1. 此模型僅考慮單一旅遊據點，至於多據點 TCM 模型與 CVM 模型之結合後文將有所討論。此外 TCM 模型中時間成本的評估，擁擠的影響，遊憩區間的替代性與互補性及多重目地之影響等文獻中常見的問題，本模型也未予以討論，因此，本模型只是將 CVM 模型及最原始的 TCM 模型結合的一個新嘗試。
2. 國內外採用封閉式假設市場評估法之實證研究頗多，除劉錦添 (1990) 所列舉的 12 篇國外實證研究外，國內如劉錦添 (1990)、黃宗煌和吳明洋 (1992)、吳珮瑛和蔡惠雯 (1993)、陳明健等人 (1993) 及陸雲 (1993) 等，亦皆曾採用此方法。
3. 若不假設 TCM 與 CVM 之模型之隨機誤差項互相獨立，而令 ρ 表示其相關係數，則式 (2.9) 中之 $\Phi(\frac{f(x_i, \beta)}{\sigma})$ 應以

$$\Phi\left\{\frac{\left[\frac{f(x_i, \beta)}{\sigma} + \frac{\rho(q_i - g(x_i, \beta))}{\nu}\right]}{(1 - \rho^2)^{\frac{1}{2}}}\right\}$$

取代。因本研究所撰寫之程式在處理增加變數 ρ 後之模型時耗費龐大之電腦容量，產生估計上之困難，因此本文假設二模型之隨機誤差項互相獨立，此為本文之限制。未來的研究可放鬆此一假設，以使模型更具彈性，並可測試此一假設的正確性。

4. 我們曾嘗試將效用函數設定為 $U(Z, q) = a \log Z + b \log q$ ，但發現如下之問題：
 - (1) 不論是在純粹的 TCM 或純粹的 CVM 模型下，概似函數對三個參數 (a, b 及標準差) 偏微分等於零的一階條件所得到的結果是一樣的，即由一個方程式決定三個未知數，因此最大概似估計式並非唯一。
 - (2) 利用第 4 節將定義之補償變量 (CV) 及對等變量 (EV) 公式，以上述效用函數無法推導出具經濟意義之

CV 及 EV 公式，其主因為此效用函數在 $q = 0$ 時無法定義。為解決問題(2)，將效用函數修改為

$$U(Z, q) = a \log Z + b \log(q + 1)$$

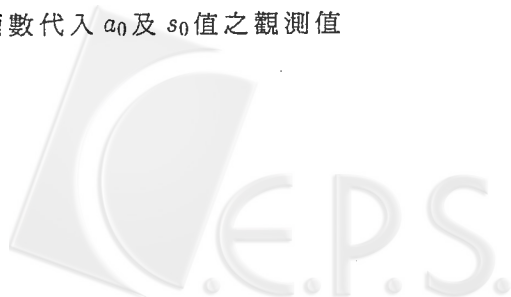
然問題(1)仍存在，即僅能推導 a 與 b 之最大概似估計式間的比例關係，而無法求得唯一的最大概似估計式，故而再假設 $a + b = 1$ 而將效用函數修正為：

$$U(Z, q) = a \log Z + (1 - a) \log(q + 1)$$

5. 在 Cobb-Douglas 效用函數之假設下，可使需求函數同時保留替代效果及所得效果，為一具一般性之常用函數，且在後續的操作運算上較為簡化，因此本文採用此種函數，然而此時之旅遊需求與所得對旅遊成本的比例 (Y/p) 呈線性關係，可能過於簡化需求函數。此外宜專林場遊客皆來自於宜蘭縣，旅遊成本不高，實證資料中 (Y/p) 數值皆相當大，而使 TCM 模型之概似函數值皆遠大於 CVM 之值（由 (2.9) 式及 (2.12) 式可知，CVM 模型之概似函數代入數值後需先取 $\log$ ，再取標準常態分配值，而後再取 $\log$ ，經此三步驟，往往使數值變小），因此可預見結合模型之結果將較接近純粹 TCM 之結果而與純粹 CVM 有較大差異，此為假設 Cobb-Douglas 型式之效用函數的另一限制。
6. 門票決定由 10 元至 100 元隨機抽取一種，乃因試訪時 10 元與 100 元為最低與最高出價。
7. 本研究採最大概似估計法，因此在寫出如 (2.2)、(2.8) 及 (2.9) 式之概似函數後，利用 SAS 軟體採用下列方式求解：令 a_0 及 s_0 分別表示兩參數之起始值，而以 $\hat{a}, \hat{s}$ 表示數值模式模擬之結果，則

$$\begin{bmatrix} \hat{a} \\ \hat{s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ s_0 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} L_{a_0 a_0} & L_{a_0 s_0} \\ L_{s_0 a_0} & L_{s_0 s_0} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} L_{a_0} \\ L_{s_0} \end{bmatrix}$$

式中 L_{a_0} 及 L_{s_0} 分別為概似函數對 a 及 s 偏微之方程式代入 a_0 及 s_0 值後之觀測值總和。 $L_{a_0 a_0}, L_{a_0 s_0}, L_{s_0 a_0}, L_{s_0 s_0}$ 則為二次微分函數代入 a_0 及 s_0 值之觀測值



總和。上述偏微分函數係以 Mathematica 數學軟體求得，而後代入 SAS 程式中進行運算。若函數為收斂形態，將每次產生之 $\hat{a}$ 及 $\hat{s}$ 值不斷的疊代為 a_0 及 s_0 之值時，兩數值將越來越接近，直到兩者極為接近，則 $(\hat{a}, \hat{s})$ 為所求之解。此法適用於線性或非線性函數之估計。本研究三種模型之概似函數皆為收斂函數，故皆可求得參數估計值。

8. 有效樣本數雖為 $n = 466$ ，但在回答 CVM 問題時，有些人在不收門票情況下亦不願至宜專林場旅遊，因此未續答當門票 $t = 10 \sim 100$ 元之一數值時之情況，因此在估計純粹 CVM 模型時未予計入，而使樣本數降為 $n = 443$ ，其中有 56 人曾至林場旅遊，其餘 387 人則不曾至林場，依此種樣品特性可劃分為使用者及非使用者兩類。
9. 若宜專林場決定封閉該林場以進行規劃中之整建工作，俟經營計劃完成再收取 T 元門票，對外開放，則起始狀態與變化後狀態應互換， CV 與 EV 之計算公式亦互換。
10. 本研究除以宜蘭縣居民為潛在消費者進行調查外，亦曾就現場遊客及宜蘭農工專校校內教職員進行調查，此二部份之受訪者特性、旅遊意願統計、實證結果及經濟效益評估結果分別列於附表 1 至附表 5。分別就此二組資料檢定不同模型之參數估計值，結果仍為純粹 TCM 模型與結合模型無顯著差異，其中僅有 2 筆現場資料在純粹 TCM 模型下，不符 (4.4) 式之限制。至於純粹 CVM 模型之估計結果則如同宜蘭縣居民調查資料之結果，得到過高的 CV 及 EV ，其不符 (4.4) 式限制者所佔的比例極高（見附表 6）。檢定同一模型，不同資料來源之參數估計值，發現校外資料與現場資料無顯著差異，但 EV 及 CV 值在不同資料來源下則具顯著性差異，可能由於本文模型未納入個人特徵變數為解釋變數而又假設較為簡化之效用函數所造成。由本文之分析並無法判斷何者較為接近真正的願意支付金額。此外，校內資料在純粹 TCM 及結合模型下之參數估計值與前二組資料有異，其可能原因為校內教職員來自宜蘭以外各縣市者為數不少，而校外及現場受訪者則全為宜蘭縣民，且由附表 1 知校內樣本之教育成度及平均所得高出其他二組甚多。以經濟理論之限

制檢查資料與參數估計值之間之關係，可認為結合模型與純粹 TCM 模型之結果皆可採信，就校外資料而言，平均每戶每年之願付金額約為 30 元，就校內資料而言，約為 15 元，就現場資料而言，約為 70 元。

11. 由於本模型中之 TCM 模型僅考慮單一旅遊憩區，未考慮其他替代遊憩區，因此與 TCM 有關之模型下估計的 EV 或 CV 有高估的可能。
12. 若所得對旅遊成本之比例 (Y/P) 不大，例如旅遊成本較高之樣本資料，則不至於產生純粹 TCM 與結合模型無差異之結果。
13. 若將效用函數設定為 Cobb-Douglas 型式，則在多據點 TCM 模行下，效用函數為

$$U = a \log Z + b \log(q_1 + 1) + c \log(q_2 + 1) \quad (1)$$

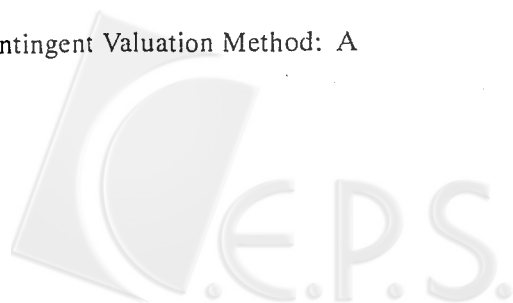
式中， Z 為合成商品，假設其價格為 1， q_1 為至宜專林場旅遊次數，假設為 $N(0, \nu_1)$ 分配， q_2 為至替代據點之旅遊次數，假設為 $N(0, \nu_2)$ 分配，並假設 $a + b + c = 1$ 。本研究曾重新設計問卷，對校內教職員再做一次調查，包括詢問其心目中之替代旅遊據點及過去一年內至該替代據點之旅遊次數及成本，實證結果如下。純粹旅遊成本法之參數估計值分別為 $a = 0.99910$ ， $b = 0.00012$ ， $c = 0.00073$ ；在純粹假設市場評估法下，因問項與 q_2 之決策無關，因此模型中無 (1) 式中右式之第三項，而 $b = 1 - a$ ，因此估計得 $a = 0.99910$ (即 $b = 0.00090$)。由於考慮替代據點的結合模型極為複雜，以一般個人電腦之容量無法處理，若假設 $\text{Cov}(\nu_1, \nu_2) = 0$ ，則經過數學運算後可將結合模型簡化為純粹旅遊成本模型。利用此組資料不僅可做多據點分析，亦可捨替代據點之旅遊資料不用而做單一點之分析，以討論其間之差異。有趣的是，利用此組資料求得之單一據點模型之參數估計值，在純粹 TCM、純粹 CVM 及 TCM 與 CVM 結合模型下皆十分接近，分別為 0.99988、0.99990 及 0.99988，並無前文純粹 CVM 產生不合理結果之現象。由於研究進行之初忽略替代據點的問題，因此原問卷中未包含此類問項，又由於問卷調查十分耗費人力、時間及經費，無法就三組資料全部重新調查，因此僅就校內教職員為之。此份調查

於民國 83 年 7、8 月間進行，共收回 55 份有效問卷。所以，此部份樣本與前面單一據點之樣本不同，無法互相比較，僅能就此組樣本做單一及多據點之比較，而受限於 $n = 55$ 之樣本數，其結果可能不具代表性，因此未進一步計算此時之 EV 及 CV ，亦不再與前面之結果比較。於此提出替代據點問題之用意在於提供比較方法，並提醒未來之研究者應於問卷設計時涵蓋替代據點之問項，以便做進一步的探討。

參考文獻

- 吳珮瑛、蔡惠雯 (1993) 「水質受補償需求函數之估計：封閉式條件評估資料之應用」，台灣土地金融季刊，30：4，65-88。
- 黃宗煌、吳明洋 (1992) 「改善飲用水及自來水原水之水值得經濟效益評估」，台灣銀行季刊，43：2，348-371
- 陳明健、吳珮瑛、蔡惠雯、陳怡欽、陳雅琴 (1993) 台灣養豬事業之社會成本分析與解決對策(二)，行政院環境保護署補助研究計劃。EPA-82-E3E1-09-02。台灣大學農業經濟研究所。
- 陸雲 (1993) 「台北都會區空氣污染防治效益之估算」，台灣環境保護政策之總體效果與成本效益分析，(蔣經國國際學術交流基金會資助研究計劃, RG-014-89)，中央研究院經濟研究所。
- 劉錦添 (1990) 「淡水河水質改善的經濟效益評估—封閉式假設市場評估法之應用」，經濟論文，18：2，99-128，中央研究院經濟研究所。
- Bishop, R. C. and K. J. Boyle (1985) The Economic Value of Illinois Beach State Nature Preserve, Final Report to Illinois, Department of Conservation.
- Cameron, T. A. (1992) "Combining Contingent Valuation and Travel Cost Data for the Valuation of Nonmarket Goods," Land Economics, 68：3, 302-17.
- Cameron, T. A. (1988) "A New Paradigm for Valuing Non-market Goods Using Referendum Data: Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic

- Regression," Journal of Environmental Economics and Management, 15, 355-379.
- Clawson, M. and J. L. Knetsch (1966) Economics of Outdoor Recreation. Washington, D.C.: Resources for the Future.
- Fletcher, J. J., W. L. Adamowicz, and T. Graham-Tomasi (1990) "Travel cost Model of Recreation Demand: Theoretical and Empirical and Issues," Leisure Sciences, 12, 119-147.
- Hanemann, W. M. (1984) "Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," American Journal of Agricultural Economics, 66, 332-341.
- Harrison, G. W. (1992) "Valuing Public Goods with the Contingent Valuation Method: A Critique of Kahneman and Knetsch," Journal of Environmental Economics and Management, 23, 248-57.
- Hoehn, J. P. and A. Randall (1987) "A Satisfactory Benefit Cost Indicator from Contingent Valuation," Journal of Environmental Economics and Management, 14, 226-47.
- Judge, G. G., W. E. Griffiths, R.C. Hill, H. Lutkepohl, and T-C Lee (1985) The Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed. New York: John Wiley & Sons.
- Kahneman, D. and J. L. Knetsch (1992 a) "Valuing Public Goods: The Purchase of Moral Satisfaction," Journal of Environmental Economics and Management, 22, 57-70.
- Kahneman, D. and J. L. Knetsch (1992 b) "Issues of Method in the study of Embedding: Reply to Harrison," unpublished manuscript.
- Loomis, J. B. (1990) "Comparative Reliability of the Dichotomous Choice and Open-Ended Contingent Valuation Techniques," Journal of Environmental Economics and Management, 18, 78-85.
- Loomis J. B. (1989) "Test-Retest Reliability of the Contingent Valuation Method: A



Comparison of General Population and Visitor Responses," American Journal of Agricultural Economics, 71, 76-84.

McConnell, K. E. (1990) "Models for Referendum Data: The Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 19-34.

Reiling, S. D., K. J. Boyle, M. L. Phillips and M. W. Anderson (1990) "Temporal Reliability of Contingent Values," Land Economics, 66, 128-35.

Sellar, C., J. R. Stoll, and Jean-Paul Chavas (1985) "Validation of Empirical Measures of Welfare Change : A Comparison of Nonmarket Techniques," Land Economics, 61 : 2, 156-175.



附表 1 受訪者特性之平均數與標準差

變數代號	定義	宜蘭縣民 (n = 466)		校內 (n = 74)		林場現場 (n = 151)	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
YEAR	受訪者居住宜蘭縣，時間單位：年	31.257	13.281	19.095	19.073	24.298	13.036
SEX	虛擬變數， = 1 為男性 = 0 為女性	0.618	0.486	0.835	0.373	0.622	0.486
AGE	受訪者年齡， 單位：歲	35.600	11.830	38.630	9.474	30.132	10.644
EDU	受訪者的教育程度， 單位：年	11.165	2.787	15.726	1.017	12.410	2.554
INCOME	受訪者的每月個人所得， 單位：千元	23.996	15.331	45.513	14.854	24.668	20.604
AVG	受訪者的每月家庭所得， 單位：千元	45.396	22.964	65.308	20.399	56.705	29.731
MEMBER	受訪者家庭成員人數， 單位：人	5.157	2.146	4.082	1.839	5.516	1.992
CHILD	受訪者家中未滿 18 歲成員人數， 單位：人	1.701	1.369	1.068	1.031	1.582	1.079
FREQ	受訪者過去一年至宜蘭專林場旅遊次數， 單位：次	0.246	0.785	2.383	2.960	3.072	3.346
TC	受訪者至宜蘭專林場所需花費之交通， 單位：元	50.064	27.115	24.109	10.908	37.019	27.827

附表 2 旅遊意願統計

	宜蘭縣民			校內			林場現場		
	次數 (人)	願旅遊次數 (%)	願旅遊百分比 (人)	次數 (人)	願旅遊次數 (人)	願旅遊百分比 (%)	次數 (人)	願旅遊次數 (人)	願旅遊百分比 (%)
門票 (元)									
10	44	44	100	8	8	100	14	14	100
20	46	46	100	6	6	100	15	12	80.00
30	43	43	100	6	4	66.67	14	11	78.57
40	42	40	95.24	6	5	83.33	14	7	50.00
50	46	42	91.30	10	3	30.00	16	9	56.25
60	41	39	95.12	9	3	33.33	15	8	53.33
70	45	37	82.22	4	3	75.00	16	6	37.50
80	43	36	83.72	10	5	50.00	16	8	50.00
90	47	26	55.32	6	4	66.67	16	5	31.25
100	46	25	54.35	6	1	16.67	15	4	26.67
合計	443	378	85.33	71	42	59.15	151	84	55.63



附表 3 校內及現場調查之實證結果

模型	樣本數		a(效用函數參數)		ν(TCM 模型誤差項之標準差)		σ(CVM 模型誤差項之標準差)		概似比率	
	校內	現場	校內	現場	校內	現場	校內	現場	校內	現場
純粹旅遊成本法	54	151	0.99992 (4.506 * 10 ⁻⁷) ^a	0.99986 (2.010 * 10 ⁻⁵)	3.65791	4.61142	-	-	λ ^b	λ
旅遊成本與假設市場評估法	54	151	0.99993 (1.624 * 10 ⁻⁵)	0.99987 (1.476 * 10 ⁻⁴)	3.69051	4.61094	0.000660	0.003271	-2 ln λ = 0.61275 ^c	-2 ln λ = 0.52724
結合法										
純粹假設市場評估法	54	151	0.97036 (1.12 * 10 ⁻⁷)	0.97036 (3.746 * 10 ⁻⁹)	-	-	0.011001	0.011001	λ	λ
									-2 ln λ = 11.6890	-2 ln λ = 14.7506

a：括弧內數值為參數之標準誤

b：λ = $L_{CVM} / L_{combined}$

c：χ²_{0.05(d.f. = 1)} = 3.84。若 -2 ln λ > χ²_{0.05}，則二模型具顯著性差異。

附表 4 校內資料之實證結果——經濟效益評估

模 型	參數之估計				對等變量 (EV)				單位：元				補償變量 (CV)				單位：元			
	樣本數	α	ν	σ	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數
純粹旅遊成本法	54	0.99992	3.6591	—	14.4	53.62	0.0080	11.05	14.37	53.61	0.008	11.05	14.37	53.61	0.008	11.05	14.37	53.61	0.008	11.05
旅遊成本與假設 市場評估法結合 法	54	0.99993	3.69051	0.00066	17.6	58.83	0.00011	14.64	17.54	58.83	0.0018	14.64	17.54	58.83	0.0018	14.64	17.54	58.83	0.0018	14.64
純粹假設市場評 估法	71	0.97036	—	0.011001	67853.3	140133.4	21631.6	62787.4	80061.4	105606.3	24886.4	73370.9	80061.4	105606.3	24886.4	73370.9	80061.4	105606.3	24886.4	73370.9
純粹假設市場評 估法 (使用者)	54	—	—	—	68911.5	140133.4	21631.6	63938.3	81254.6	105606.3	24886.4	75174.6	81254.6	105606.3	24886.4	75174.6	81254.6	105606.3	24886.4	75174.6



附表 5 現場資料之實證結果——經濟效益評估

模 型	參數之估計				等變量 (EV)			單位：元			補償變量 (CV)			單位：元		
	樣本數	a	ν	σ	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數	平均數	最大值	最小值	中位數
純粹旅遊成本法	151	0.99986	4.61142	-	69.74	180.37	3.0121	65.98	69.72	180.25	3.0118	65.96				
旅遊成本與假設 市場評估法結合 法	151	0.99987	4.61094	0.0032719	70.92	180.95	3.5318	66.75	70.89	180.83	3.5315	66.73				
純粹假設市場評 估法	151	0.97036	-	0.011001	3088.9	14093.07	61.98	2374.75	3411.85	16118.7	63.204	2541.34				

附表 6 效用函數假設為 $U = a \log Z + (1 - a) \log(q + 1)$ 不符合

$a \geq (Y - pq)/(Y + P)$ 條件之樣本數

	宜蘭縣民	校內	林場現場
純粹 TCM 模型	0 (56)*	0 (54)	2 (151)
TCM 與 CVM 結合模型	0 (56)	0 (54)	0 (151)
純粹 CVM 模型	443 (443)	54 (54)	138 (151)

註：括弧中數字為該組資料之樣本總數



Application of Economic Valuation of Recreation Sites
— An Example of the Experimental Forest of National I-Lan Institute
of Agriculture and Technology

Kai-Lih Chen and Yue-Fang Wen

Department of Agricultural Economics, National I-Lan Institute of
Agriculture and Technology

Three approaches are used to evaluate the economic value of a plan-to-open recreation site – the Experimental Forest of National I-Lan Institute of Agriculture and Technology (NIAT). The approaches used are: (1) pure travel cost model (pure TCM); (2) pure contingent valuation model (pure CVM); and (3) TCM and CVM combined model. Three sets of data are conducted in the analysis: samples from I-Lan county and on-site travellers, and a survey of all staff in NIAT. Maximum likelihood estimation (MLE) of probit model is applied. In pure TCM model and combined model, the relationship between sample and parameter matches that implied by economic theory, and the resulting equivalent valuation (EV) and compensation valuation (CV) are approximately NT\$30 per household per year, which is plausible. The result of pure CVM model seems implausible. Because of the setting of utility function and data source, the data from on-site travellers plays a dominant role in the likelihood function in combined model and hence the results of pure TCM and combined model are closed to each other.

