

# 專程與順道旅遊對遊憩效益之影響 — 以宜蘭縣休閒農業為例

黃雅蘭\*、陳凱俐\*\*

本研究以宜蘭縣休閒農業場所遊客為對象，計數模型中具有修正現場樣本的截斷與內生分層問題的現場卜瓦松（On-Site Poisson）模型來推估旅遊需求，再配合區別多目的地旅遊建立三種旅遊成本權重法與一種分群法，來評估考量專程（單一目的地）與順道（多目的地）旅遊之區別下的遊憩效益，並比較其差異。

本研究結果顯示，以徐崇堯（2008）、Loomis *et al.*（2000）、Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour（2009）、Parsons 與 Wilson（1997）三種處理順道旅遊之方法評估的遊憩效益，皆顯著高於「未處理順道旅遊」之遊憩效益，未區分順道旅遊將造成遊憩效益低估，平均低估值約 776 元 / 年 / 人。因此評估遊憩效益時，不應忽略專程與順道旅遊的區別。

旅遊需求迴歸結果顯示，旅遊成本對旅遊次數有顯著負向影響、環境規劃滿意度對旅遊次數有顯著正向影響、受教育年數對旅遊次數有顯著負向影響、停留時間對旅遊次數有顯著負向影響、專程與順道之虛擬變數對旅遊次數有顯著負向影響。由以上結果對宜蘭縣休閒農業業者提出之建議為：若欲提高遊客的旅遊次數，可採取降低旅遊成本、提高環境規劃滿意度，或是擴增旅遊地的功能性，使順道旅遊者，願意選擇該地點為單一旅遊目的地而成為專程旅遊。對公部門的建議為：投入具有環境、教育或文化等意義的活動或產業時，不應純以貨幣收益為考量，因為休閒活動的價值也是一種福利，因此亦應評估遊憩效益，才能完整的估計活動或產業的總效益。

**關鍵詞：**現場卜瓦松模型、專程（單一目的地）旅遊、順道（多目的地）旅遊、遊憩效益

---

\* 國立宜蘭大學應用經濟與管理學系碩士。

\*\* 國立宜蘭大學應用經濟與管理學系教授。本文之通訊作者。

## I、緒論

台灣自 1989 年行政院農業委員會（以下簡稱農委會）積極推展休閒農業，使休閒農業成爲農業政策主要重點，至今已超過二十年。此外，農委會從 2000 年開始亦推動休閒農業區計畫，截至目前爲止，全國共計成立了 67 個休閒農業區，宜蘭縣與南投縣各有 13 區，並列全國第一，而宜蘭縣的中山休閒農業區更獲選爲全國第一個示範區。台灣休閒農業學會在 2007 年接受農委會委託，對全台休閒農業場所進行普查，其中宜蘭縣休閒農業場所數僅次於南投縣，爲全台第二多的縣市。所謂休閒農業，是結合農業和農村等有形資源及其背後隱含的休閒觀光、教育體驗與經營管理能力等無形資源而形成的一種新興休閒服務產業（鄭智鴻，2001）。

陳昭郎（2002）指出，休閒農業具有經濟、社會、教育、環保、遊憩、醫療、文化傳承等七大功能。而推廣休閒農業順道旅遊可使旅遊範圍擴大，進而造福更多農民、提升農村生活機能，亦可增加遊客的選擇性。農政單位除鼓勵個別農民轉型經營休閒農業外，自 2000 年起更鼓勵區域內農民整合組成休閒農業區，期能帶動區域內與區域間的串連（也就是順道旅遊），對遊客而言，可減少交通時間及交通支出，造訪不同地點可有多樣性的體驗；對業者而言，鼓勵小農轉型體驗或其他服務，可增加收入；外部效益則有減少主要交通幹道車流量、減少空氣汙染等。由宜蘭縣政府（2005~2009）委託之宜蘭縣休閒農業遊客調查亦可知，2005 至 2009 年順道旅遊分別佔 59.82%、36.04%、61.75%、55.13%、53.55%，因此評估遊憩效益不可忽略其順道旅遊之區分。

薛雅惠與呂欣蕙（2007）亦提到，到偏遠山區旅遊的遊客，大部分是順道旅遊，因此山區旅遊地應與鄰近景點建立合作關係網絡。鄰近景點因交通較爲便利而吸引遊客，山區旅遊地因文化具獨特性而吸引遊客，兩者相輔相成，此即爲推廣順道旅遊之好處與必要性。

多數遊憩資源均具有非純私有財之特性，其所產生的經濟效益也大多為無形的。因此，需要研究發展有效的評估方法，將遊憩資源所產生之效益具體化、數量化，進而推廣至其他非市場財貨之效益評估（黃宗煌，1988）。最常見的方法是條件評估法（Contingent Valuation Method，以下簡稱 CVM）與旅遊成本法（Travel Cost Method，以下簡稱 TCM）。其中，TCM 之研究非常多樣與複雜，例如專程與順道旅遊性質，當地與外來遊客的旅遊，交通成本的討論，旅遊時間成本的決定等（陳麗琴等，2002）。關於當地與外來遊客的旅遊、交通成本、旅遊時間成本等問題，皆有眾多學者加以討論（Gum & Martin，1975；McConnell，1975；Hanley，1989；Hanley & Spash，1993；Loomis & Walsh，1997），惟專程與順道問題在實務上較常被忽略，然而此問題對遊憩效益之影響甚大，詳如下述。

Hanley 與 Spash（1993）認為，使用 TCM 必須考量多目的（Multiple Purpose）旅遊問題，國內文獻在考量此問題時，常將其稱為專程旅遊（Purposeful Visitors）與順道（或兼程）旅遊（Meanderers）。Hensher（1976）、Hanson（1980）、O’Kelly（1981）等學者的實證研究已經確定，超過 30% 的旅遊行為是多目的旅行。Suzuki 與 Hodgson（2005）表示，單一目的旅行（Single Purpose）的遊客必定只有單一目的地（Single Destination），但多目的旅行的遊客則有多目的地（Multiple Destination）與單一目的地兩種旅遊模式可選擇，前提是所選擇的單一目的地是具有多種用途的聯合設施（Joint Facility）。Loomis（2006）指出，忽略多目的地旅遊與單一目的地旅遊的區分，將使遊憩效益產生嚴重的低估。

Martinea-Espineira 與 Amoako-Tuffour（2009）亦表示，當一個旅遊區有多數景點的聚集時，區分多目的地旅遊格外的重要，尤其當大部分遊客長途跋涉前往旅遊地，代表該地對遊客而言具有很高的遊憩價值，因此須花更多精力來評估遊憩效益。旅遊地的管理者也可藉此決定要投資多少資源以進行該地點的環境維護。他們指出，順道旅遊雖會使遊客個人的旅遊次數降低，但順道旅遊將比專程旅遊更能吸引較多的遊客前往，因此能使整體的消費者剩餘增加。

黃宗煌 (1988) 歸納出評估遊憩效益的重要原因為：提供經營者作為管理的參考、增進公共投資計畫的可行性、將無形效益具體化，推廣至其他非市場財貨之效益評估、提升永續經營的效率。因此，若遊憩效益未經完善衡量而低估，將造成經營者管理失誤、公共投資計畫延宕、甚至永續經營理念之信心動搖等後遺症。

根據上述的研究背景及動機，本研究以專程與順道旅遊對遊憩效益之影響作為探討的主題，期望藉此達到以下之研究目的：

1. 建立專程與順道旅遊之旅遊需求模型。
2. 了解專程與順道旅遊對遊憩效益的影響。
3. 由旅遊需求推估遊憩效益，並衡量遊憩效益佔總效益的重要性。

因此，本研究根據文獻上對專程順道問題的探討，設計遊客問卷，依抽樣設計原則，取得休閒農業遊客的初級資料，同時蒐集旅遊的交通費用相關資料，再進行校對與彙整；在研究方法上，則以 TCM 評估遊憩效益，並以 On-Site Poisson 模型推估旅遊需求，再配合各種多目的地旅遊解決方案來進行分析比較。本研究之實證係利用 STATA 統計分析軟體進行旅遊需求的推估，最後根據比較與分析之結果，提出討論與建議。

## II、理論模型

本文採用 TCM 評估遊憩效益，並以 On-Site Poisson 模式估計旅遊需求，配合順道旅遊的解決方案來進行評估。以下針對各模型加以說明。

### 2.1 旅遊成本法

旅遊成本法於 1947 年由 Hotelling 提出，從不同的居住區中觀察旅遊距離和參與率，並據此導出遊憩需求函數，進而推估遊憩效益。Clawson 與

Knetsch (1966) 將模型具體化，其前提為消費者願意支付於旅遊場所的時間與費用，即為對場所的真實價值，以下加以說明 (陳凱俐、林雲雀，2005)。

一般而言，旅遊成本 (即遊憩價格) 較高者，其需求量較低，符合需求法則 (Law of Demand)。欲推估旅遊需求函數，須先了解消費者的遊憩效用，假設消費者的遊憩效用受到旅遊次數 ( $q$ ，其價格為旅遊成本  $p$ ) 及合成商品 ( $Z$ ，其價格為 1) 之影響，在所得 ( $Y$ ) 限制下，消費者的效用極大化問題為：

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

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，以下簡稱 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變數，因此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、教育程度、至此地點旅遊的其他訊息等自變數。找出遊憩效益需求函數後，即可以積分法計算消費者剩餘，以作為遊憩地點的遊憩經濟效益，則第  $i$  位遊客的消費者剩餘為：

$$CS_i = \int_{p_i}^{p_M} f(X_1, X_2, \dots, X_n, p, Y) dp \quad (4)$$

其中， $p_M$  為窒息價格 (Choke Price)，此時之旅遊次數為 0， $p_i$  為第  $i$  位遊客的旅遊支出。 $X_1, X_2, \dots, X_n$  以及  $Y$  等自變數，對需求函數的影響視為常數，以各自變數的樣本平均值代入函數中，並假設不再變動，如此便可將旅遊支出的變動視為消費者剩餘變化量的唯一原因。

## 2.2 On-site Poisson

蕭代基 (1986) 指出，以 TCM 推估遊憩需求函數，通常採用較易於進行且節省成本的現場抽樣 (On-Site Sampling) 來取代全民抽樣 (Population-Wide Sampling)，然而由於現場抽樣之因變數為計數資料 (Count Data)，且具非負整數 (Non-Negative Integer)、截斷 (Truncation)、內生分層 (Endogenous Stratification) 等特質，在預測遊憩需求時，若採常態分配假設，以最小平方法 (Ordinary Least Square，以下簡稱 OLS) 推估，將產生偏誤。因此他假設遊憩需求的機率密度函數符合 Poisson 分配，並應用最大概似估計式 (Maximum Likelihood Estimate，以下簡稱 MLE) 推估求解。而在 Shaw (1988) 中，則以旅遊次數減一為因變數的 On-Site Poisson 模型，解決現場抽樣可能產生的非負整數、截斷、內生分層等偏誤，並為後續相關實證研究所採用。

Englin 與 Shonkwiler (1995) 以四種計數資料 TCM 模型評估未來四十年美國華盛頓州居民前往 Cascade 牧場的旅遊次數及願付價值，研究採用 On-Site Poisson、截斷式內生分層負二項 (Truncated Negative Binomial with Endogenous Stratification，以下簡稱 TNBES) 模型同時修正截斷與內生分層的問題。

國外實證研究已普遍採用 On-Site Poisson 模型進行遊憩據點的遊憩效益評估，例如 Fix 與 Loomis (1997) 估計美國猶他州 Moab 地區登山之遊憩效益，Hesseln *et al.* (2003) 推估美國新墨西哥地區健行與登山活動之經濟效益，Loomis (2003) 以現場調查及家戶調查評估 Snake 河之遊憩效益，Hagerty 與 Moeltner (2005) 評估 Tahoe 地區的六個湖泊之遊憩效益。

黃錦煌（2006）以截斷卜瓦松（Truncation Poisson，以下簡稱 TPOIS）、截斷負二項（Truncated Negative Binomial，以下簡稱 TNB）、On-Site Poisson 模型評估華山地區公共投資產生之經濟效益，結果顯示未修正截斷情形會高估消費者剩餘，僅修正截斷情形會低估消費者剩餘，因此以同時修正截斷與內生分層之 On-Site Poisson 模型較佳。徐崇堯（2008）採用 On-Site Poisson、TNBES 推估旅遊需求，研究結果皆以 On-Site Poisson 為最佳。

由於 On-Site Poisson 模型可同時解決樣本資料截斷與內生分層問題，因此本研究採用此模型。李俊鴻與陳吉仲（2007）對 On-Site Poisson 模型有詳細說明，本研究省略其推導過程，僅列出 On-Site Poisson 模型的概似函數：

$$\ln L = \sum_{i=1}^N [z_i \beta (x_i - 1) - e^{x_i \beta} - \ln(x_i - 1)!] \quad (5)$$

運用 MLE，即可進行推估。

## 2.3 順道旅遊的解決方案

Hanley 與 Spash（1993）認為，使用 TCM 必須考量多目的旅遊問題，國內文獻在考量此問題時，常將其稱為專程旅遊與順道（或兼程）旅遊。

Lue *et al.*（1993）研究指出旅客從家中出發到旅遊目的地的合理行為模式主要是多樣的，並將旅遊目的地數量區分為單一目的地旅遊和多重目的地旅遊。

Suzuki 與 Hodgson（2005）的研究結果表示，單一目的與多目的旅遊的交通成本必定有差異。Suzuki 與 Hodgson（2005）也指出，單一目的旅行的遊客必定只有單一目的地，但多目的旅行的遊客則有多目的地與單一目的地兩種旅遊模式可選擇，前提是所選擇的單一目的地是具有多種用途的聯合設施。

文獻上的實證研究可知，忽略了多目的地旅遊與單一目的地旅遊的區分，將使遊憩效益有嚴重的低估（Loomis，2006）。

綜合國內外之文獻研究，本文將專程旅遊定義為單一目的地旅遊，將順道旅遊定義為多目的地旅遊。

Kuosmanen *et al.* (2004) 認為，在處理順道旅遊者的旅遊成本時，通常有三種作法：

1. 刪除法：理論上，計算消費者剩餘是將全部遊客的資料做加總，但順道旅遊者的旅遊成本必會比專程旅遊者低，故 Hanley 與 Spash (1993) 建議直接將順道旅遊者的資料刪除。
2. 旅遊成本權重法：詢問受訪者，在本次旅遊中該遊憩點的重要性，並以一個權數代表，此權數值介於 0 至 1 之間，並以該權數區分旅遊成本以估算遊憩價值。
3. 分群法：將專程與順道旅遊視為不同商品，分別估算其遊憩效益。

Mendelsohn *et al.* (1992) 處理順道旅遊時，將其當作是一個獨特的旅遊地點組合，並估計該組合的需求函數，此需求函數為一個系統需求函數的一部分。

刪除法適用於順道旅遊的樣本較少的情況，然而 Hensher (1976)、Hanson (1980)、O'Kelly (1981) 等學者的實證研究已經確定，超過 30% 的旅遊行為是多目的旅行，因此，當受訪樣本中順道旅遊者佔有一定比例時，直接刪除順道旅遊樣本並不適宜。

Mendelsohn *et al.* (1992) 之分群法的缺點是需要大量觀測值，若調查的遊憩地點很多，執行上會有困難；Parsons 與 Wilson (1997) 進一步以增設兩個變數的方式來修正專程與順道之旅遊需求的估計方法。旅遊成本權重法，係以調查該遊憩點的重要性給予不同權重來區分旅遊成本，不同文獻上在使用此法時也有些許差異。

因此，本研究採用旅遊成本權重法與分群法之 Parsons 與 Wilson (1997) 法來進行實證研究。

文獻上使用旅遊成本權重法與分群法之實證研究差別如表 1。

表 1 區分專程與順道旅遊之文獻

文 獻	對 象	方 法	觀點或結果
Parsons 與 Wilson (1997)	到 Maine 釣魚、划船和游泳的遊客	分群法 (增設 $D$ , $DTC$ )	順道旅遊價格彈性大於專程, 需求線較平。
Loomis <i>et al.</i> (2000)	到 California 海岸賞鯨的遊客	同 Parsons 與 Wilson (1997) 法	提出順道旅遊中之主要目的地的交通成本與專程旅遊相同
Loomis (2006)	以附近有國家公園的 Snake River 為地點的遊客	同 Parsons 與 Wilson (1997) 法	順道旅遊的消費者剩餘高於專程
Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour (2009)	前往地處偏遠的 Gros Morn 國家公園的遊客	以該旅遊地的面積, 影響前往其他點的旅遊天數設定權重	提出在遊程必經途中的旅遊地之交通成本為零

資料來源：本研究。

註：1.  $D$  為順道專程之虛擬變數 ( $D = 1$  表示為順道,  $D = 0$  表示為專程),  $DTC$  為價格交互項,  $DTC = D \times (C_1 + C_2)$ , 其中  $C_1$  表示場內支出,  $C_2$  表示交通支出與交通時間的機會成本

2. Loomis *et al.* (2000) 使用分群法, 本研究依據文中的觀點延伸使用在權重法。

本研究為解決順道旅遊的問題, 同時使用旅遊成本權重法與 Parsons 與 Wilson (1997) 之分群法進行比較, 兩種方法的模型設定區別如表 2。

表 2 權重法與分群法之模型設定

方 法	模 型 設 定
旅遊成本權重法	$\ln q = \beta_0 + \beta_1(C_1 + W_i C_2) + \beta_2 X$
Parsons 與 Wilson (1997) 之分群法	$\ln q = (\beta_0 + \alpha_0 D) + [\beta_1(C_1 + C_2) + \alpha_1 DTC] + \beta_2 X$

資料來源：本研究。

其中： $C_1$  表示場內支出

$C_2$  表示交通支出與交通時間的機會成本

$W_i$  為權重,  $W_i = 1$  為專程,  $W_i < 1$  為順道

$D$  為虛擬變數,  $D = 1$  表示為順道,  $D = 0$  表示為專程

$DTC$  為價格交互項,  $DTC = D \times (C_1 + C_2)$

進一步列出兩模型之專程旅遊與順道旅遊需求線的截距項與斜率差異，如表 3。由表中可知，兩方法之專程旅遊需求模型相同，但權重法與分群法最大的差異在於，前者之順道旅遊只會影響旅遊需求線之斜率，而後者則順道旅遊對旅遊需求線的截距與斜率皆有影響。

表 3 權重法與分群法之模型比較

情 況	旅遊需求線截距	旅遊需求線斜率倒數 的絕對值 $ 1/m $	$C_1$ 係數	$C_2$ 係數
專程	$\beta_0 + \beta_2 X$	$ \beta_1 $	$\beta_1$	$\beta_1$
順道權重法	$\beta_0 + \beta_2 X$	$ \beta_1 W_i  <  1/m  <  \beta_1 $	$\beta_1$	$\beta_1 W_i$
順道分群法	$\beta_0 + \alpha_0 D + \beta_2 X$	$ \beta_1 + \alpha_1 $	$\beta_1 + \alpha_1$	$\beta_1 + \alpha_1$

資料來源：本研究。

若欲符合需求法則， $\beta_1$  必為負，權重法的順道旅遊依其重要性給予權重，各項權重 $W_i < 1$ ，重要性越低權重越小，權重越小其旅遊需求線之 $|1/m|$  越小，即需求線越陡，見圖 1。

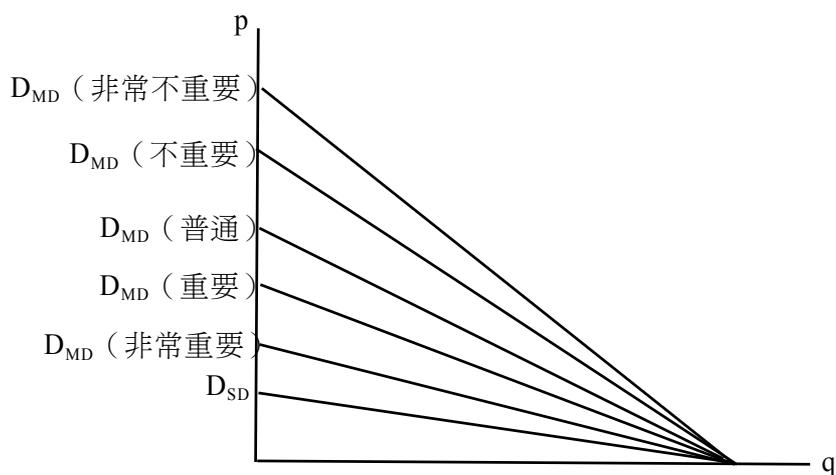


圖 1 旅遊成本權重法之專程與順道旅遊需求線

資料來源：本研究。

在實證研究上，Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour (2009) 以權重法估計之結果為，順道旅遊需求線之之  $|1/m|$  小於專程旅遊（即順道旅遊需求線較陡）。

分群法加入虛擬變數 D 探討順道旅遊對旅遊需求線截距之影響，並加入價格交互項 DTC 探討對斜率的影響。相關實證研究之方式與結果又有些許分歧，整理如表 4。

表 4 專程與順道旅遊增設變數

變數	定義	符號	相關文獻
D	專程=0，順道=1	正	Parsons 與 Wilson (1997)
	專程=0，順道=1	負	Loomis (2006)
	專程=1，順道=0	負	李俊鴻與陳吉仲 (2007)
DTC	D*旅遊成本	負	Parsons 與 Wilson (1997)
		正	Loomis (2006)

資料來源：本研究。

Parsons 與 Wilson (1997) 增設順道旅遊虛擬變數及順道旅遊與價格的交互項，順道旅遊虛擬變數將使順道旅遊需求線的截距項改變，截距項的差別意味著將受訪遊客區分為兩個不同的群體，虛擬變數的係數若為正，表示順道旅遊會使平均旅次增加，而順道旅遊與價格的交互項，代表旅行的原因不同會使消費者剩餘不同。其實證結果顯示順道旅遊需求線在 q 軸的截距大於專程旅遊，順道旅遊需求線之  $|1/m|$  大於專程旅遊（即順道旅遊需求線較平）。

Loomis (2006) 則表示，價格交互項若顯著有差異，將使順道旅遊需求線的斜率改變，表示專程與順道旅遊需求的價格彈性不同。其實證結果為，順道旅遊需求線在 q 軸的截距小於專程旅遊，順道旅遊需求線之  $|1/m|$  小於專程旅遊（即順道旅遊需求線較陡、彈性較小）。

將權重法與分群法之 Parsons 與 Wilson (1997)、Loomis (2006) 及李俊鴻與陳吉仲 (2007) 的旅遊需求線實證結果差異整理如圖 2 與表 5，假設專程旅遊需求模型皆相同 (以編號 0 表示)；權重法之順道旅遊需求線以編號 1 表示；Parsons 與 Wilson (1997) 之虛擬變數係數為正，價格交互項係數為負，其順道旅遊需求線以編號 2 表示；Loomis (2006) 之虛擬變數係數為負，價格交互項係數為正，其順道旅遊需求線以編號 3 表示；李俊鴻與陳吉仲 (2007) 僅增設一個虛擬變數，未加入價格交互項變數，且虛擬變數假設專程旅遊為 1，順道旅遊為 0，其係數為負，表示專程旅遊需求線的截距比順道旅遊小，其順道旅遊需求線以編號 4 表示。

進一步以圖形比較權重法與分群法之差別，由圖中可知：

若  $\alpha_0$  為正， $\alpha_1$  在顯著的情況下必為負 (編號 2)，則分群法的順道旅遊需求線在 q 軸的截距大於權重法 (編號 1)，分群法的順道旅遊需求線較平。

若  $\alpha_0$  為負， $\alpha_1$  在顯著的情況下必為正 (編號 3)，則分群法的順道旅遊需求線在 q 軸的截距小於權重法 (編號 1)，分群法的順道旅遊需求線較陡。

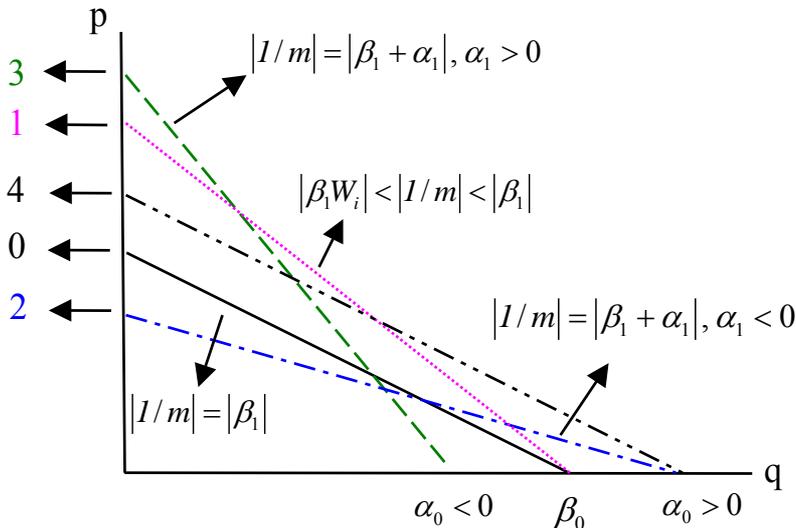


圖 2 權重法與分群法之旅遊需求線比較

資料來源：本研究。



Parsons 與 Wilson (1997) 認為，順道旅遊之遊客有較多旅遊組合可供其選擇，因此順道旅遊之價格彈性應比專程旅遊之價格彈性大，故實證結果使順道旅遊需求線（編號 2）較平，符合其經濟意義；Loomis (2006) 的實證結果則發現，專程旅遊的旅遊支出大約是順道旅遊的四分之一，而專程旅遊的旅遊次數，將近是順道旅遊的七倍，不同於 Parsons 與 Wilson (1997) 的結果，Loomis (2006) 的遊憩效益估計結果中，順道旅遊者比專程旅遊者具有更高的消費者剩餘。Loomis (2006) 表示，相較於專程旅遊，由於順道旅遊的旅遊地點選擇較具彈性，因此其旅遊成本增加幅度很小，故順道旅遊的總願付價格幾乎等於消費者剩餘。

Parsons 與 Wilson (1997) 和 Loomis (2006) 使用相同的模型估計，但實證結果截然不同，經過詳細的比較發現，兩者對於虛擬變數的定義略有不同。Parsons 與 Wilson (1997) 表示，當受訪者前往旅遊地係屬於偶然的，則虛擬變數設為 1。

Loomis (2006) 在調查遊客時，則將遊客前往該旅遊地的原因分為四類：(1)此地點是從家中前往的唯一目的地；(2)從家中到達此地點是主要目的但不是唯一目的；(3)此地點是許多同樣重要的原因或目的地中的一個；(4)這次到達此地點只是在其他目的或其他目的地的旅途中偶然經過。Loomis (2006) 將(1)和(2)視為同一類，其虛擬變數為 0，將(3)與(4)當作順道旅遊，其虛擬變數為 1。

Loomis (2006) 的分類方式係依據 Loomis *et al.* (2000) 的研究，其結果顯示，主要目的地與單一目的地的旅遊成本極為相近。

由此可知，當  $\alpha_1 > 0$  時，分群法與權重法之順道旅遊需求線均較專程旅遊需求線為陡；但若  $\alpha_1 < 0$ ，表示分群法之順道旅遊需求線較專程旅遊需求線為平，則權重法的設定可能並不適合。因此，本研究後續之實證研究亦可檢視權重法的合宜性。

依據上述學者的模型設定，本研究同時採用旅遊成本權重法與分群法之實證模型估計來進行驗證與比較，本研究之順道旅遊的解決方案整理如表 6。

表 6 順道旅遊的解決方案

解 決 方 案	旅遊成本權重法			分群法
	徐崇堯 (2008)	Loomis <i>et al.</i> (2000)	Martinez- Espineira 與 Amoako- Tuffour (2009)	Parsons 與 Wilson (1997)
專程	1	1	1	D=0
順道：非常重要	0.9	1	0.8	
順道：重要	0.7	0.8	0.6	
順道：普通	0.5	0.6	0.4	D=1
順道：不重要	0.3	0.4	0.2	
順道：非常不重要	0.1	0.2	0	
價格交互項	-	-	-	D*TC

資料來源：本研究。

### III、實證研究

#### 3.1 資料來源

宜蘭縣內目前共有十三個休閒農業區，一個休閒農業區籌備會，休閒農業區是由鄰近的各休閒農業業者以農村發展為目標成立的合作組織。2009年資料顯示，宜蘭縣共有 282 家休閒農業場所，其中有 240 家都位於休閒農業區內。

本研究之實證係對 2009 年 7 月至 8 月期間至宜蘭縣內休閒農業場所的自由行遊客進行抽樣調查。因此必須先調查各休閒農業場所過去一年（2008 年 7 月至 2009 年 6 月）之遊客人數，再依據遊客數進行問卷抽樣。2009 年 6 月底前完成業者普查，共回收 250 家休閒農業場所之遊客數。

### 3.1.1 抽樣對象與方法

抽取之樣本數的決定方式為：設  $p$  為本調查之全體對象的任一比例值（可依調查所需自行設定任一屬性，例如性別、某一年齡以上或以下、某程度以上或以下之教育水準、某特定職業別等），在未知的情況下假設  $p$  值為 0.5 可使樣本數達最大，若要求以樣本比例值估計母體比例值的抽樣誤差不超過可容忍的誤差界限  $E$  之信賴係數至少為  $(1-\alpha)$ ，則樣本個數可以下式表之：

$$n = \frac{Z_{\alpha}^2 \times \hat{p} \times (1 - \hat{p})}{E^2} \quad (6)$$

本調查考慮在抽樣誤差  $E$  不超過 0.04 及信賴度  $(1-\alpha)$  至少達 95% 下，需至少抽取有效樣本 625 人。

本研究抽樣係採分層隨機抽樣之比例配置方式，彙整各休閒農業區內各休閒農業場所之遊客人數後，再依各休閒農業區遊客人數佔宜蘭縣休閒農業總遊客人數之比例，以至少 625 份有效樣本數為目標，決定各休閒農業區之樣本數。各休閒農業區應至少抽取的有效樣本比例如表 7 第二欄。

為了避免抽樣集中於規模較大的農場而遺漏了位於休閒農業區內之小型農家、農業體驗館、農村特色餐廳、鄉村民宿等規模較小但具特色的休閒農業場所，本研究以休閒農業區分層，以使問卷調查較具彈性。

本研究採用人員訪問方式進行問卷調查，於 2009 年 7 月至 8 月間進行遊客調查，回收總數 818 份，詳如表 7 第四欄。

表 7 各休閒農業區與至少應抽取之樣本配額及回收樣本數

休閒農業區	樣本配額數		回收樣本數	
	遊客數佔總遊客百分比 (%)	應抽樣本數	百分比 (%)	回收數
新港澳 (籌備會)	3.77	24	3.91	32
時 潮	2.23	14	2.69	22
新 南	2.06	13	2.69	22
枕頭山	7.04	44	7.58	62
大湖底	1.60	10	1.83	15
橫山頭	22.61	141	20.17	165
羅東溪	2.88	18	3.79	31
冬山河	1.79	11	1.22	10
珍 珠	2.14	13	2.69	22
中 山	10.49	66	9.78	80
梅花湖	5.52	34	5.13	42
大 進	7.31	46	9.05	74
天送埤	1.96	12	2.57	21
玉 蘭	1.90	12	2.57	21
其 他	26.70	167	24.33	199
合 計	100.00	625	100.00	818

資料來源：本研究。

註：「其他」表示不位在任一休閒農業區內之休閒農業場所，如宜蘭市與蘇澳鎮內並無休閒農業區，但仍有規模較大之休閒農業場所。

為瞭解 818 份有效樣本與母體結構是否一致，進一步進行適合度檢定，假設需無假設  $H_0$  為：樣本結構與母體結構一致，適合度檢定公式如下：

$$\chi^2 = \sum \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i}, df = n - 1 \quad (7)$$

其中， $O_i$  表示樣本回收數， $E_i =$  樣本配額百分比  $\times$  總回收數。

經由式(7)計算可得  $\chi^2 = 19.26 < \chi_{0.05}^2(14) = 23.68$ ， $p > 0.05$ ，無法拒絕虛無假設，表示不能拒絕回收之有效樣本結構具有代表性的假設。

### 3.1.2 問卷設計

本研究將問卷內容區分成四部分，主要內容分別描述如下。

#### 第一部分：針對宜蘭整體休閒農業

詢問受訪者到休閒農業場所的旅遊行為，內容包括：到全台灣休閒農業場所旅遊的次數、到宜蘭地區休閒農業場所旅遊的次數、取得休閒農業場所訊息的管道。

#### 第二部分：在休閒農業場所的旅遊行為

詢問受訪者在該休閒農業景點之停留時間、同行人數、是否專程到此休閒農業場所、該休閒農業場所在旅程中的重要性、滿意度（包括對服務人員、環境規劃和整體）、重遊意願、旅遊型態、所參加活動及在該休閒農業場所內所支出的金額。

#### 第三部分：人口統計變數

本部分主要是蒐集受訪樣本的基本資料，以作為前述各項分析之用，其中包括性別、年齡、教育程度、每月個人平均所得、職業、居住地區等六項，除年齡、居住地為開放式設計、每月個人平均所得為區間尺度外，其他均為名目尺度。

#### 第四部分：非宜蘭人的旅遊行為及消費行為分析

此部分是針對非宜蘭人調查此次前來宜蘭使用的交通工具以及除了團費之外在整個宜蘭縣的額外支出情形等。

## 3.2 敘述統計

本研究回收之自由行樣本的基本資料結構如表 8。受訪者以女性較多，佔 52.57%；年齡以 30~39 歲最多，佔 31.78%，平均年齡 36.13 歲；教育程

度以大學最多，佔 41.93%；每月個人所得以「3 萬元（含）~不到 5 萬元」最多，佔 35.45%，平均約 3.82 萬元；居住地以「非宜蘭縣」較多，佔 62.59%。

表 8 自由行樣本之基本資料結構

結構別 (n=818)	內 容	結構比		平均數	標準差
		樣本數	百分比 (%)		
性別	男	388	47.43		
	女	430	52.57		
年齡	20 歲以下	10	1.22		
	20-29 歲	237	28.97		
	30-39 歲	260	31.78	36.13	10.14
	40-49 歲	215	26.28	(歲)	(歲)
	50-59 歲	80	9.78		
	60 歲以上	16	1.96		
教育程度	國小以下	9	1.10		
	國中	29	3.55		
	高中(職)	170	20.78	14.50	2.28
	專科	198	24.21	(年)	(年)
	大學	343	41.93		
	研究所	69	8.44		
每月個人所得	不到 1 萬元	157	19.19		
	1 萬元(含)~不到 3 萬元	161	19.68		
	3 萬元(含)~不到 5 萬元	290	35.45		
	5 萬元(含)~不到 7 萬元	126	15.40	3.82	2.75
	7 萬元(含)~不到 9 萬元	50	6.11	(萬元)	(萬元)
	9 萬元(含)~不到 11 萬元	11	1.34		
	11 萬元(含)~不到 13 萬元	10	1.22		
	13 萬元(含)以上	13	1.59		
居住地	宜蘭縣	306	37.41		
	非宜蘭縣	512	62.59		

資料來源：本研究。

受訪樣本中，有 46.45%是專程旅遊，即所在休閒農業場所是此趟旅遊的唯一旅遊地，有 53.55%是屬於順道旅遊。旅遊次數與場內支出依專程與順道旅遊進行分類，如表 9。

表 9 場內支出、旅遊次數與專程順道旅遊之交叉次數分配表

交叉次數分配表	專程 (n=380)		順道 (n=438)	
	次數	百分比	次數	百分比
在場內支出				
0 元	8	2.11	6	1.37
1-500 元 (不含)	266	70.00	333	76.03
500-1,000 元 (不含)	52	13.68	48	10.96
1,000 元以上	54	14.21	51	11.65
平均數 (元)	467.78		438.26	
95%信賴區間 (元)	(416.86, 518.73)		(387.28, 489.24)	
旅遊次數				
1 次	45	11.84	79	18.04
2 次	60	15.79	82	18.72
3 次	61	16.05	96	21.92
4 次	26	6.84	50	11.42
5 次	16	4.21	17	3.88
6 次以上	172	45.26	114	26.03
平均數 (次)	4.12		3.42	
95%信賴區間 (次)	(3.92, 4.31)		(3.25, 3.60)	

資料來源：本研究。

### 3.3 變數說明與處理

本研究以 TCM 法建立需求函數來推估遊憩效益，旅遊需求函數之實證模型設定如下：

$$Q = f(TC, HOUR, D, DTC, DH, SAT, GENDER, INC, EDU) \quad (8)$$

$$\text{其中 } TC = 2 (\text{交通支出} + \text{交通時間的機會成本}) + \text{場內支出} \quad (9)$$

式中， $Q$  代表遊客一年內前往宜蘭縣休閒農業場所的總旅遊次數、 $TC$  代表遊客的旅遊支出， $HOUR$  代表在場內的停留時間、 $GENDER$  代表性別、 $INC$  代表個人月收入、 $EDU$  代表受教育年數、 $SAT$  代表環境規劃滿意度、 $D$  為代表專程（單一目的地）與順道（多目的地）旅遊分類的虛擬變數、 $DTC$  代表多目的地旅遊與旅遊支出的交互項（即  $D \times TC$ ）、 $DH$  代表多目的地旅遊與停留時間的交互項（即  $D \times HOUR$ ）。

旅遊支出 ( $TC$ ) 除了在休閒農業場所內的支出外，尚包含來回的交通費，以及交通時間的機會成本。在場內支出係從遊客問卷中取得，而交通費依據遊客所搭乘的交通工具分為兩類，搭乘大眾交通工具者依實際每人票價估計，非搭乘大眾交通工具者依汽油成本 (Hanley, 1989) 估算，即依居住地至旅遊地之距離除以 11.1 公里 / 每公升 (交通部統計處 2008 年「自用小客車使用狀況調查摘要分析」之小客車燃油效率) 再乘上 28 元 (2009 年 7~8 月平均油價)，並除以同車人數分攤為每人交通成本。而交通時間的機會成本是依據 Loomis 與 Walsh (1997) 將交通時間乘上工資率的 1/4 估算，工資率係以月收入除以 240 求得 (李俊鴻、陳吉仲, 2007)。

依據旅遊成本權重法，彙整 Loomis *et al.* (2000) 及 Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour (2009)、徐崇堯 (2008) 等文獻對順道旅遊之解決方法，將旅遊成本的資料進行下列處理：

$$TC=2(\text{交通支出}+\text{交通時間的機會成本}) \times W_i + \text{場內支出} \quad (10)$$

式中  $W_i$  表示所在之地點佔此次旅遊的重要性，如表 10。

表 10 旅遊目的地重要性的權重分配

旅遊目的地之重要性	專程	順道非常重要	順道重要	順道普通	順道不重要	順道非常不重要
$W_1$	1	1	0.8	0.6	0.4	0.2
$W_2$	1	0.9	0.7	0.5	0.3	0.1
$W_3$	1	0.8	0.6	0.4	0.2	0

資料來源：本研究。

註： $W_1$  係依據 Loomis *et al.* (2000) 將單一目的地與主要目的地視為同一類型，故本研究將非常重要等同主要目的地，而其權重與專程者相同。 $W_2$  係依據徐崇堯 (2008) 的權重分配。 $W_3$  係依據 Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour (2009) 表示，遊客認為「非常不重要」但前往的旅遊地點應位於遊程規劃必經的路途中，故其交通費用與交通時間的機會成本應為 0。

有關上述各參數之定義與本研究之平均數與標準差，及相關研究結果中各變數對旅遊次數之影響方向，整理如表 11。

表 11 估計參數之符號

變數	定義	本研究之 平均數 (標準差)	各變數對旅 遊次數之影 響方向	文獻
$Q$	旅遊次數(次)	3.75 (1.91)		
$TC$	旅遊成本(元)	751.57 (736.00)		Parsons 與 Wilson (1997); Loomis <i>et al.</i> (2000)、Loomis (2006); 鄭蕙燕、張偉祐與林政德(2000); 李俊鴻與陳吉仲(2007); 陳宛君與廖學誠(2007); 徐崇堯(2008)
	權重法(1)之旅 遊成本(元)	637.83 (645.79)	負	Loomis <i>et al.</i> (2000)
	權重法(2)之旅 遊成本(元)	658.39 (659.70)		徐崇堯 (2008)
	權重法(3)之旅 遊成本(元)	678.94 (676.17)		Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour (2009)
$D$	專程=0 順道=1	0.54 (0.50)	正 <sup>1</sup>	Parsons 與 Wilson (1997); 李俊鴻與陳吉仲 (2007)
			負	Loomis <i>et al.</i> (2000); Loomis (2006)
$DTC$	順道旅遊者之旅 遊成本(元)	612.52 (1,176.99)	正	Loomis <i>et al.</i> (2000); Loomis (2006)
			負	Parsons 與 Wilson (1997)
$DH$	順道旅遊者之停 留時間(小時)	2.46 (5.75)	負	Loomis (2006)
			不顯著	Loomis <i>et al.</i> (2000)
$SAT$	環境規劃滿意度 <sup>2</sup> (分)	78.70 (13.67)	正	李俊鴻與陳吉仲 (2007)
$GENDER$	性別： 男=1 女=0	0.47 (0.50)	正	陳宛君與廖學誠 (2007)
			負	Loomis <i>et al.</i> (2000); Loomis (2006)
$INC$	所得 (萬元)	3.82 (2.75)	正	鄭蕙燕、張偉祐與林政德 (2000); 李俊鴻與陳吉仲 (2007); 徐崇堯 (2008)
			負	Parsons 與 Wilson (1997); Loomis <i>et al.</i> (2000); Loomis (2006)
			不顯著	陳宛君與廖學誠(2007)
$EDU$	教育程度： 受教育年數(年)	14.50 (2.28)	負 <sup>3</sup>	鄭蕙燕、張偉祐與林政德(2000); 李俊鴻與陳吉仲(2007); 陳宛君與廖學誠(2007)
$HOUR$	停留時間 (小時)	4.68 (7.27)	負	Loomis <i>et al.</i> (2000)
			不顯著	Loomis(2006)

資料來源：本研究。

註 1：李俊鴻與陳吉仲（2007）之虛擬變數 D 以專程=1，順道=0，符號為負。

註 2：本研究問項中服務人員滿意度、環境規劃滿意度與整體滿意度三者有高度正相關，其中環境規劃滿意度最為顯著，因此剔除其餘二者。

註 3：陳宛君與廖學誠（2007）之教育程度以大學以上=1，其他=0，符號為負。

### 3.4 旅遊需求模型估計

本研究應用 TCM 來估計宜蘭縣休閒農業場所之遊憩效益，並根據 Shaw (1988)、Englin 與 Shonkwiler (1995)、Silva (1997)、黃錦煌 (2006)、李俊鴻與陳吉仲 (2007)、徐崇堯 (2008) 等之實證研究，採用 On-Site Poisson 模型進行旅遊需求估計。模型設定如下：

$$\ln Q = \beta_0 + \beta_1 TC + \beta_2 X + \beta_3 HOUR \quad (11)$$

其中， $X$  表示個人基本資料等其他變數

以各種權重分配順道旅遊之旅遊需求估計結果，如表 12 第二至四欄，在 5% 的顯著水準下，顯著影響變數皆為旅遊成本、環境規劃滿意度及受教育年數。

依據 Parsons 與 Wilson (1997) 之分群法，本文設立第二種旅遊需求估計模型如式(12)：

$$\ln Q = \beta_0 + \beta_1 TC + \beta_2 X + \beta_3 HOUR + \alpha_0 D + \alpha_1 DTC + \alpha_2 DH \quad (12)$$

其中， $D=1$  表示為順道旅遊， $D=0$  表示為專程旅遊

$DTC=D \times TC$ ，表示順道旅遊者之旅遊支出

$DH=D \times HOUR$ ，表示順道旅遊者在場內停留時間

其實證結果如表 12 最右欄，亦可表達如下式：

$$\begin{aligned} \ln Q = & 0.890729 - 0.000226 TC^{***} + 0.138396 SAT + 0.019537 GENDER \\ & - 0.001188 INC - 0.018425 EDU^* - 0.004003 HOUR - 0.170669 D^{**} \\ & + 0.000025 DTC - 0.009790 DH \end{aligned}$$

式中\*表示在 10% 的水準下顯著，\*\*表示在 5% 的水準下顯著，\*\*\*表示在 1% 的水準下顯著。



以 On-Site Poisson 模型進行上述模式之估計結果，在百分之五的顯著水準下，卡方值皆通過適合度檢定。

### 3.5 休閒農業旅遊需求之影響因素

由本研究表 12 之實證結果發現，影響休閒農業旅遊需求的顯著變數包括旅遊成本、環境規劃滿意度、受教育年數、停留時間，以及專程順道虛擬變數。其中，旅遊成本對旅遊次數有顯著負向影響，符合需求法則；環境規劃滿意度對旅遊次數有顯著正向影響，顯示環境規劃滿意度越高，旅遊次數就越多；受教育年數對旅遊次數有顯著負向影響，顯示學歷越高的遊客，其旅遊次數就越少；停留時間對旅遊次數有顯著負向影響，顯示停留時間越長，遊客的旅遊次數就越少。至於專程或順道方面，Parsons 與 Wilson (1997) 推估方法的專程與順道虛擬變數  $D$  對旅遊次數有顯著負向影響，顯示順道旅遊（多目的地旅遊）的遊客，其旅遊次數較少，順道旅遊者之旅遊需求線截距項改變。 $DH$  與  $DTC$  皆不顯著，表示本研究中之順道旅遊者在場內停留時間多寡不影響遊客的旅遊次數；順道旅遊者之旅遊支出多寡亦不影響遊客的旅遊次數，此表示順道旅遊者的旅遊需求線斜率未改變，仍與專程旅遊者相同。

與相關文獻之研究結果互相比較，在專程與順道旅遊需求線的「截距項」方面，本研究之旅遊需求估計結果，順道之虛擬變數與旅遊次數顯著為反向變動，支持「順道旅遊者的旅遊次數比專程旅遊的旅遊次數少」的論點，此結果亦符合休閒時間預算假設，即順道旅遊的旅遊地點越多，旅遊全程時間（天數）較長，故一年的旅遊次數相對較少，此結果與 Loomis (2006) 相同，但與 Parsons 與 Wilson (1997) 不同。

由於旅遊成本與旅遊次數必為負向關係，順道旅遊之虛擬變數的符號方向一旦確定，便同時決定了價格交互項的符號（假設價格交互項顯著時），因此虛擬變數一開始的定義設定非常重要。在設計問卷時，關於旅遊點的問題描述應盡量詳細清楚，國內文獻對於多目的地的問題多以專程或順道來詢

問，對於專程又有單一目的與主要目的兩種觀念，由於定義不清楚，可能導致結果模糊或錯誤。

在專程與順道旅遊需求線的斜率方面，本研究之價格交互項 DTC 不顯著，表示  $\alpha_1 = 0$ ，即順道旅遊需求線的斜率並未改變。此結果等同於李俊鴻與陳吉仲（2007）僅增設一個虛擬變數而未考量價格交互項的模式，而本研究結果之  $\alpha_0 < 0$ ，表示 q 軸的截距變小，因此順道旅遊需求線為專程旅遊需求線平行內移，然而李俊鴻與陳吉仲（2007）的實證結果卻顯示「順道旅遊者的旅遊次數比專程旅遊的旅遊次數多」。此結果可能涉及評估遊憩效益的主題地點的不同，其研究探討主題為單一的節慶活動地點（綠色博覽會），此種旅遊的行程規劃通常會搭配多個旅遊點，每個地點的停留時間不長；然而本研究探討的休閒農業場所，包含大型休閒農場、特產與紀念品商店、體驗型或導覽型展館、餐廳與民宿等，其中不乏停留時間較長的一些地點。由於兩篇文章的探討主題略有不同，其實證結果也不同。

### 3.6 遊憩效益評估

依據前一節之需求函數估計結果配合遊憩效益評價模式，推估各模式下受訪遊客之遊憩效益。依據遊憩效益評價模式（Bockstael & Strand, 1987），第  $i$  個受訪遊客的遊憩效益可表為下式：

$$\begin{aligned} CS_i &= \int_{C_0}^{\bar{C}} e^{\gamma_0 + \beta_1 TC} dTC \\ &= \left[ \frac{e^{\gamma_0 + \beta_1 TC}}{\beta_1} \right]_{TC=C_0}^{TC \rightarrow \bar{C}} = \frac{e^{\gamma_0 + \beta_1 \bar{C}}}{\beta_1} - \frac{e^{\gamma_0 + \beta_1 C_0}}{\beta_1} \end{aligned} \quad (13)$$

其中，TC 為旅遊支出，q 為旅遊次數服從指數需求函數且  $q = e^{\gamma_0 + \beta_1 TC}$ ， $\gamma_0$  為常數項，即  $\beta_0 + \beta_2 HOUR + \beta_3 X$ ， $\beta_1$  為旅遊支出的估計係數， $C_0$  為當期的旅遊支出， $\bar{C}$  為所有受訪者中最高的旅遊支出。

另，本研究參考 Parsons 與 Wilson (1997) 之模型，加入順道旅遊的旅遊支出 DTC 為變數，將專程與順道旅遊樣本之遊憩效益分開估算，順道旅遊的第  $i$  個受訪遊客的遊憩效益如下：

$$\begin{aligned}
 CS_i &= \int_{C_0}^{\bar{C}} e^{\gamma_0 + \beta_1 TC + \alpha_1 DTC} dTC \\
 &= \left[ \frac{e^{\gamma_0 + \beta_1 TC + \alpha_1 DTC}}{\beta_1 + \alpha_1} \right]_{TC=C_0}^{TC=\bar{C}} = \frac{e^{\gamma_0 + (\beta_1 + \alpha_1)\bar{C}} - e^{\gamma_0 + (\beta_1 + \alpha_1)C_0}}{\beta_1 + \alpha_1} \quad (14)
 \end{aligned}$$

因此，本研究藉由式(13)、式(14)推估出每位受訪遊客的遊憩效益，如表 13。其中，平均數之信賴區間估計方法如下：

$$\bar{x} - Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + Z_{\frac{\alpha}{2}} \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \quad (15)$$

由表 13 可知，未處理順道旅遊（以下簡稱未處理）遊憩效益之百分之九十五信賴區間為（6,667，6,958）元 / 年 / 人，三種權重法遊憩效益 95% 信賴區間分別為「Loomis *et al.* (2000) 之方法」（7,702，8,099）元 / 年 / 人、「徐崇堯 (2008) 之方法」（7,213，7,570）元 / 年 / 人、「Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour (2009) 之方法」6,957，7,290）元 / 年 / 人，而 Parsons 與 Wilson (1997) 分群法遊憩效益 95% 信賴區間則為專程（8,262，8,679）元 / 年 / 人、順道（6,419，6,797）元 / 年 / 人、專程與順道混合（7,276，7,673）元 / 年 / 人。

由以上結果可知，以 Loomis *et al.* (2000)、徐崇堯 (2008) 及 Parsons 與 Wilson (1997) 專程與順道混合等各種方法估計之遊憩效益皆顯著高於「未處理」，顯示若評估遊憩效益時，未考量專程與順道的問題，其遊憩效益將產生低估，進一步計算得知平均低估值約 776 元 / 年 / 人。



農政單位雖相當重視休閒農業之經濟效益，但往往僅著重於較易衡量之有形貨幣收益，然而遊憩資源除能帶來有形收益外，亦能產生無形的遊憩效益。為了解遊憩效益的重要性，本研究進一步觀察遊憩效益佔總效益（業者貨幣收益與遊客遊憩效益之和）的比例，由表 13 可知，「未處理」的遊憩效益比例為 0.7533，95%信賴區間介於（0.7403，0.7664）；「Loomis *et al.*（2000）之方法」的遊憩效益比例為 0.7888，95%信賴區間為（0.7751，0.8026）；「徐崇堯（2008）之方法」的遊憩效益比例為 0.7784，95%信賴區間為（0.7649，0.7919）；「Martinez-Espineira 與 Amoako-Tuffour（2009）之方法」的遊憩效益比例為 0.7709，95%信賴區間為（0.7576，0.7843）；「Parsons 與 Wilson（1997）專程樣本」的遊憩效益比例為 0.7893，95%信賴區間為（0.7725，0.8060）；「Parsons 與 Wilson（1997）順道樣本」的遊憩效益比例為 0.7534，95%信賴區間為（0.7361，0.7708）；「Parsons 與 Wilson（1997）專程與順道混合」的遊憩效益比例為 0.7664，95%信賴區間為（0.7537，0.7790）。

從以上可知，無論採取何種方案，遊憩效益比例平均皆大於 0.5，表示遊憩效益在總效益中所佔的比重非常高，若僅估計貨幣收益而忽略遊憩效益，則無法呈現真實的經濟效益。

## IV、結論與建議

農政單位推廣休閒農業已超過二十年，對於其推廣成效，在量化經濟效益方面多以為業者所帶來的貨幣收益來衡量，帶給遊客的遊憩效益則較未被重視。而從相關文獻可知，評估遊憩效益時，若忽略順道旅遊，將造成遊憩效益的低估。由宜蘭縣過去五年之休閒農業遊客調查資料發現，順道旅遊之遊客比率相當高，因此尋求妥適的順道旅遊處理方案以正確評估遊憩效益更顯重要。

而在評估遊憩效益之前，需先估計旅遊需求函數。本研究整理出文獻上各種處理順道旅遊之方式，比較其方法與結果，發現彼此對順道旅遊者之需求函數的觀點並不盡相同，因此本研究以需求線圖形，釐清各學者對順道旅遊需求線斜率與截距之觀點，並以實證研究比較本研究與文獻結果之異同。

本研究以計數模型中具有修正現場樣本的截斷與內生分層問題的 On-Site Poisson 來推估旅遊需求，再配合區別多目的地旅遊建立三種旅遊成本權重法與一種分群法，來評估遊憩效益並比較其差異。各種旅遊需求推估方法之 On-Site Poisson 模型在 5% 的顯著水準下，卡方值皆通過適合度檢定。旅遊需求迴歸結果顯示，順道（多目的地）旅遊的遊客其旅遊次數較少。以「Loomis *et al.* (2000) 之方法」、「徐崇堯 (2008) 之推估方法」、「Parsons 與 Wilson (1997) 專程與順道混合」等方法估計之遊憩效益皆顯著高於「未處理」，顯示若評估遊憩效益時，未考量專程與順道的問題，其遊憩效益將產生低估，平均低估值約 776 元 / 年 / 人。因此建議評估遊憩效益時，不應忽略專程與順道旅遊的區別。

進一步觀察遊憩效益佔總效益的比例發現，無論採取何種方案，遊憩效益比例平均皆大於 0.5，表示遊憩效益在總效益中所佔的比重非常高，若僅估計貨幣收益而忽略遊憩效益，則無法呈現真實的經濟效益。因此建議公部門投入具有環境、教育或文化等意義的活動或產業時，不應純以貨幣收益為考量，因為休閒活動的價值也是一種福利，因此亦應評估遊憩效益，才能完整的估計活動或產業的總效益。

本文以宜蘭縣休閒農業遊客調查為實證研究資料，針對文獻上各種方法予以統合比較。由本研究實證結果證實，區分順道旅遊的遊憩效益，比未處理順道旅遊的遊憩效益高，因此建議未來能持續推廣能夠帶動區域內與區域間的串連（也就是順道旅遊）的休閒農業旅遊方式，一方面鼓勵小農轉型體驗或其他服務以增加收入，另一方面行銷順道旅遊。蕭揚婷等 (2005) 表示，人類族群的增加和人類起源活動是導致環境受到傷害的最重要因素。而順道

旅遊可使遊客的旅遊次數減少，降低了環境污染的問題。徐國城（2006）亦提及，日益頻繁的汽車使用與旅次距離的拉長，會耗損大量能源，亦造成交通壅塞與空氣污染。一次旅遊可造訪具有不同體驗的數個地點，可有減少主要交通幹道車流量、減少空氣汙染等外部效益，又能增加遊客之遊憩效益。

本研究將遊客分為單一目的地旅遊與多目的地旅遊，其中多目的地旅遊又分為多重目的與漫無目的的偶然旅程，其兩者之遊憩效益是否有重大差異，可做為後續研究的探討主題與方向。

其次有關主要與次要旅遊目的地方面，遊客的旅遊地依據其設施規模、行政層級、吸引力程度或停留時間等，可區分為主要目的地和次要目的地。受訪遊客若屬多目的地旅遊，其受訪地點可能是主要目的地或次要目的地，目前此分類尚未與多目的地旅遊的旅遊需求推估有良好的結合，亦可做為後續研究的探討主題。

本研究已知多目的地旅遊與單一目的地旅遊之旅遊次數有明顯差異，但多目的地旅遊之目的地數量對旅遊成本與旅遊次數是否有影響，亦可做為後續研究的探討主題。而在全年旅遊次數方面，本研究假設受訪者當年每次旅遊皆與本次調查同為專程或順道旅遊。後續研究可於進行遊客問卷調查時詳加詢問每次旅遊之專程順道情形，以使估計結果更為精確。

Lue *et al.* (1993) 認為遊客選擇多重目的地旅遊路線模式的影響因素，包括旅遊目的數量、旅遊目的類型、旅遊天數、旅伴數量、旅伴類型、旅遊距離、目的地數量、目的地類型、目的地鄰近性以及旅遊費用等。由本研究可再度證實多目的地旅遊對遊憩效益具有顯著影響，若能進一步探討影響遊客選擇多目的地旅遊的因素，則可提供旅遊地的遊程規劃與行銷策略之建議。

## 參考文獻

- 交通部統計處，2008。「自用小客車使用狀況調查摘要分析」。台北市：交通部統計處。
- 李俊鴻、陳吉仲，2007。「節慶活動遊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期，137-166。
- 宜蘭縣政府，2005。「2005年宜蘭地區休閒農業經濟效益評估」。宜蘭：宜蘭縣政府。
- 宜蘭縣政府，2006。「2006年宜蘭地區休閒農業經濟效益評估」。宜蘭：宜蘭縣政府。
- 宜蘭縣政府，2007。「2007年宜蘭地區休閒農業經濟效益評估」。宜蘭：宜蘭縣政府。
- 宜蘭縣政府，2008。「2008年宜蘭地區休閒農業經濟效益評估」。宜蘭：宜蘭縣政府。
- 宜蘭縣政府，2009。「2009年宜蘭縣休閒農業經濟效益評估」。宜蘭：宜蘭縣政府。
- 徐國城，2006。「緊密都市形態之正負面效益論述～兼論對台灣城鄉空間發展之參考觀點」，『土地問題研究』。4期，32-45。
- 徐崇堯，2008。「博物館遊憩效益與遊客評價之研究——以國立自然科學博物館為例」。碩士論文，國立中興大學應用經濟學系。
- 陳宛君、廖學誠，2007。「應用旅遊成本法分析宜蘭縣英士、玉蘭及崙埤社區的遊憩效益」，『中華林學季刊』。3期，341-355。
- 陳昭郎，2002。「促進農業休閒發展」，『國政月刊』。2卷，5期，37-43。
- 陳凱俐、林雲雀，2005。「不同旅遊需求函數設定下之遊憩效益比較——以宜蘭縣為例」，『農業與經濟』。34期，91-120。
- 陳麗琴、汪大雄、黃進睦、林國銓，2002。「福山植物園遊憩經濟效益之評估」，『台灣林業科學』。3期，375-385。
- 黃宗煌，1988。「遊憩資源之經濟效益的評估方法與實證研究」，『經濟論文』。1期，93-129。

- 黃錦煌，2006。「公共投資計畫之經濟效益評估 — 以華山地區為例」。博士論文，國立中興大學應用經濟學系。
- 鄭智鴻，2001。「北台灣休閒農場市場區隔與市場定位分析」。碩士論文，世新大學觀光學系。
- 鄭蕙燕、張偉祐、林政德，2000。「四草野生動物保護區遊客之遊憩效益與時間成本：截斷式波爾生模型之應用」，『農業經濟半年刊』。67期，161-179。
- 薛雅惠、呂欣蕙，2007。「台灣山區旅遊發展之研究 — 以南投縣信義鄉望鄉部落為例」，『社會科教育研究』。12期，41-96。
- 蕭代基，1986。「現場樣本之迴歸分析：非負整數之因變數、截頭與內生分層等問題」，『中國經濟學會年會論文集』。225-246。
- 蕭揚婷、黃大駿、林政緯、黃楷翔、王淑音，2005。「北海岸溪流環境污染調查評估」，『華岡農科學報』。15期，69-84。
- Bockstael, N. E. and I. E. Strand, 1987. "The Effect of Common Sources of Regression Error on Benefit Estimation," *Land Economics*. 1: 11-20.
- Clawson, M. and J. L. Knetsch, 1966. *Economics of Outdoor Recreation*. Washington, D.C.: Resources for the Future.
- Englin, J. and J. S. Shonkwiler, 1995. "Estimating Social Welfare Using Count Data Models," *Review of Economics and Statistics*. 77: 104-112.
- Fix, P. and J. Loomis, 1997. "The Economic Benefits of Mountain Biking at One of Its Mecca's-An Application of the Travel Cost Method to Mountain Biking in Moab Utah," *Journal of Leisure Research*. 3: 342-352.
- Gum, R. L. and W. E. Martin, 1975. "Problems and Solutions in Estimating the Demand for and Value of Rural Outdoor Recreation," *Journal of Agricultural Economics*. 11: 558-566.
- Hagerty, D. and K. Moeltner, 2005. "Specification of Driving Costs in Models of Recreation Demand," *Land Economics*. 1: 127-143.
- Hanley, N. D., 1989. "Valuing Rural Recreation Benefits: An Empirical Comparison of Two Approaches," *Journal of Agricultural Economics*. 3: 361-374.
- Hanley, N. D. and C. L. Spash, 1993. *Cost-Benefit Analysis and the Environment*, Department of Economics University of Stirling Scotland. Cheltenham, UK: Edward Elgar.

- Hanson, S., 1980. "Spatial Diversification and Multi-purpose Travel: Implications for Choice Theory," *Geographical Analysis*. 12: 245-257.
- Hensher, D. A., 1976. "The structure of journeys and the nature of travel patterns," *Environment and Planning A*. 10: 371-388.
- Hesseln, H., J. B. Loomis, A. Gonzalez-Caban, and S. Alexander, 2003. "Wildfire Effects on Hiking and Biking Demand in New Mexico: a Travel Cost Study," *Journal of Environmental Management*. 69: 356-368.
- Hotelling, H., 1947. "Letter to the National Parks Service, June 18, 1947," *Economic Studies of Outdoor Recreation*. 56: 36-120.
- Kuosmanen, T., E. Nillesen, and J. Wesseler, 2004. "Does Ignoring Multi Destination Trips in the Travel Cost Method Cause A Systematic Bias?" *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*. 48: 629-651.
- Loomis, J. B., 2003. "Travel Cost Demand Model Based River Recreation Benefit Estimates with On-Site and Household Surveys: Comparative Results and a Correction Procedure," *Water Resources Research*. 4: 110-115.
- Loomis, J. B., 2006. "A Comparison of the Effect of Multiple Destination Trips on Recreation Benefits as Estimated by Travel Cost and Contingent Valuation Methods," *Journal of Leisure Research*. 1: 45-60.
- Loomis, J. B. and R. G. Walsh, 1997. *Recreation Economic Decisions: Comparing Benefits and Cost*, Pennsylvania: Venture Press.
- Loomis, J. B., S. Yorizane, and D. Larson, 2000. "Testing Significance of Multi-Destination and Multi-Purpose Trip Effects in a Travel Cost Method Demand Model for Whale Watching Trips," *Agricultural and Resource Economics Review*. 29: 183-191.
- Lue, C. C., J. L. Crompton, and D. R. Fesenmaier, 1993. "Conceptualization of Multi-Destination Pleasure Trips," *Annals of Tourism Research*. 2: 289-301.
- Martinez-Espineira, R. and J. Amoako-Tuffour, 2009. "Multi-Destination and Multi-Purpose Trip Effects in the Analysis of the Demand for Trips to a Remote Recreational Site," *Environmental Management*. 43(6): 1146-1161.
- McConnell, K. E., 1975. "Some problems in estimating the demand for outdoor recreation," *American Agricultural Economics Association*. 2: 330-334.

- Mendelsohn, R., J. Hof, G. Peterson, and R. Johnson, 1992. "Measuring Recreation Values with Multiple Destination Trips," *American Agricultural Economics Association*. 4: 926-933.
- O'Kelly, M. E., 1981. "A Model of the Demand for Retail Facilities, Incorporating Multi Stop, Multi-Purpose Trips," *Geographical Analysis*. 13: 134-148.
- Parsons, G. R. and A. J. Wilson, 1997. "Incidental and Joint Consumption in Recreation Demand," *Agricultural and Resource Economics Review*. 24: 1-6.
- Shaw, D., 1988. "On-Site Sample, Regression: Problem of Non-Negative Integer, Truncation and Endogenous Stratification," *Journal of Econometrics*. 37: 211-223.
- Silva, J. S., 1997. "Unobservables in Count Data Models for On-Site Samples," *Economics Letters*. 54: 217-220.
- Suzuki, T. and M. J. Hodgson, 2005. "Optimal Facility Location with Multi-Purpose Trip Making," *IIE Transactions*. 37: 481-491.

# The Effect of Multiple Destination Trips on Recreation Benefits — An Example of Leisure Agriculture in Yilan County, Taiwan

Ya-Lan Huang\* and Kai-Lih Chen\*\*

*This study estimated the recreational benefits of the visitors to Yilan County leisure farms, and used On-site Poisson model to create the travel demand. With the amendment of multiple destination trips, we established three travel cost weighting methods and a grouping method. Using the above models, we estimated the recreational benefits and compared the differences of the results obtained from the four models.*

*The estimated recreational benefits obtained from three different methods, Hsu (2008), Loomis, Yorizane, and Larson (2000), and Parsons and Wilson (1997) methods, are significantly higher than the model without consideration of the multiple destination trips. This demonstrates that the recreational benefits are underestimated NT\$776 per year per visitor when the multiple and single destination trips factor was not concerned.*

*Results of showed that the number of trips indicates a significantly negative correlation with travel costs but is of positive correlation with environmental planning satisfaction. The number of trips indicates significantly negative correlations with the education level and the multiple destination trips. According to the results of this study, we suggest Yilan leisure agriculture operators to increase the number of trips by reducing travel costs and improving environmental planning satisfaction of visitors or to promote the willingness to choose the location as a single destination of a trip by increasing the functions of a single location of site for the multiple destination tourists. For the departments of government or public, the suggestion is that the intense investment on activities or industries with the environmental education and/or cultural significance should be enforced and while doing this, the monetary benefit should not be the unique factor of concerns.*

**Keywords:** *On-Site Poisson Model, Single Destination Trips, Multiple Destination Trips, Recreation Benefits*

---

\* Master, Department of Applied Economics and Management, National Ilan University.

\*\* Professor, Department of Applied Economics and Management, National Ilan University. (Corresponding Author)