

# 消費者參與食農教育消費動機與影響願付價格因素之研究-以桃園市復興區三民社區 A 農場為例<sup>1</sup>

李宗樺<sup>2</sup>

## 摘要

本研究以桃園市復興區三民社區 A 農場為例進行調查研究。利用自行發展之問卷調查參與農場食農教育活動之消費者願付價格與影響出價之因素，有效問卷 230 份，回收率 92%。利用探索性因素分析消費者消費動機，並用 Tobit 迴歸模型，在控制社會經濟變數的影響後，估計消費動機對願付價格之影響。結果顯示，消費者的教育程度、年齡及可支配預算會顯著影響願付價格；此外，本研究亦發現不同消費動機會影響願付價格，「支持農場理念、產品及服務」動機越強之消費者，願付較高的價格溢酬。建議農場可針對不同社經背景的消費者，設計適宜之教案，並在教案中融入在地食材、環保、有機及友善等經營理念，藉由強化消費者對農場經營理念的認同，將有助提高其願付價格，在控制相關成本下，將有增加獲利空間之可能。

關鍵詞：休閒農業、消費動機、Tobit 迴歸

## 前言

我國食農教育法自 2022 年三讀通過，賦予食農教育正式的法源依據和預算，相關執行推動與倡議便如火如荼地展開。食農教育不僅是農業發展的基石，亦攸關社會整體福祉，同時也是培養國人認識食物、農業與土地環境之間的重要跨領域政策。林（2022）曾指出，來自民間團體對於食安議題及氣候變遷因應的倡議，食農教育已逐步發展至農業發展、在地文化與環境永續的全面關懷，顯示食農教育所傳遞的價值，是全面且多元的，不同合作組織、針對不同推動對象，都可能有不同的推動內容。葉等（2019）曾對食農教育永續發展的議題分析中指出，對以農業生產為主的農民而言，

---

<sup>1</sup> 農業部桃園區農業改良場研究彙報第 557 號。

<sup>2</sup> 桃園區農業改良場助理研究員(通訊作者，thlee@tydais.gov.tw)。

他們看待食農教育的面向更注重於社會價值與商業運作模式的理解，食農教育讓農民可發揮對農業栽培的深厚知識，為與農地及農作物生疏的城市居民搭起橋樑，提供實地體驗的學習機會；近一步讓食農教育的範疇超出了傳統的學校教育界限，讓普羅大眾能夠通過參與和體驗來獲取知識、進行價值反思並學習新技能，成為一個結合教育與樂趣的學習過程。

目前，已有許多業者已開始融入食農教育的精神進行創新，根據民眾的興趣和需求，結合農民、餐飲業者或休閒業者的專業知識及特色，對食農教育進行規劃，將有機會打造成為一個具有盈利潛力的服務行業，同時為農業和餐飲業開拓新的市場機會（張等，2021；許，2018；黃，2022；蘇等，2021）。近年來越來越多青農返鄉，許多在地青農組織、休閒農場投入食農教育的行列，並以一般消費者為對象（方和古，2020）。本場轄區尤其是鄰近都會地區的農場，由於都會區土地昂貴，較難以透過擴大初級生產規模提升收入，故多採取產品加值的策略，紛紛朝向產業六級化加值的趨勢，並積極辦理食農教育活動，將食農教育活動作為行銷策略，不僅能透過食農教育活動帶來收入，亦能帶動農產品銷售，以提升收益。車等（2016）曾針對都會型休閒農場開發指標建構進行研究，並建議應以遊程規劃設計作為都會核心區農業旅遊商品開發之主要核心，善用鄉土教育與農村文化體驗合一的遊程規劃設計、塑造寓教於樂的自然環境、標示餐飲食材履歷與食材資訊連結及充分揭露交通資訊作為核心指標。李等（2022）曾針對不同背景的遊客，參與休閒農場活動之體驗動機、體驗價值對願付價格影響做研究，結果發現體驗動機會正向影響願付價格，此外不同性別與居住地區，亦會影響其動機與願付價格，值得一提的是，該研究亦發現北部地區消費者對於大自然與田野景觀的感受價值較其他地區強烈，並推測可能係因為北部都會區對於越不容易接觸的自然田園景觀特色，越容易感受到價值。曾等（2022）則針對臺北市民健身運動消費動機與願付價格關係進行探討，除了發現不同社會經濟背景（職業、年齡及教育程度）的市民其消費動機與願付價格有所差異，亦發現以外表或體重管理為主要消費動機的市民，對於健身課程願付價格較高，而為了情緒管理、紓解壓力或社交休閒為主要動機的市民，對課程願付價格則無影響。

本研究欲探索民眾對於食農教育活動的願付價格與消費動機之間的關係。透過瞭解參與者願意為食農教育活動支付多少費用，可以反映出民眾心中對於食農教育的價值認知，並推估其需求，同時也能為食農教育的內容設計、價格策略及市場推廣提供重要參考。此外，隨著越來越多的青年農民返鄉從農，並且參與食農教育活動的組織

和運營，特別是鄰近都會地區的近郊農場，由於具有交通及接近市場人口的優勢，近年來積極開展食農教育相關體驗活動，這些活動不僅作為有效的行銷策略促進農產品銷售和增加收益，也逐漸成為地方農業旅遊和休閒農業的重要組成部分。因此，本研究旨在深入瞭解民眾參與食農教育體驗活動的願付價格與其背後的消費動機，並以本場轄內桃園市復興區為調查範圍，評估這些動機如何影響他們的支付意願，提供給有規劃相關活動的農場業者參考。

## 材料與方法

### 一、研究設計與架構

本研究透過瞭解消費者至農場進行食農教育體驗之消費動機，並進一步分析在控制著社會經濟背景變數的條件下，這些消費動機如何影響食農教育體驗活動的願付價格（圖 1）。以位於桃園市復興區三民社區一個以初級生產為主的 A 農場於 2022 年農閒時期所辦理的食農教育活動為個案，自行設計消費動機問卷量表及應用開放式詢價的方法，進行願付價格調查。

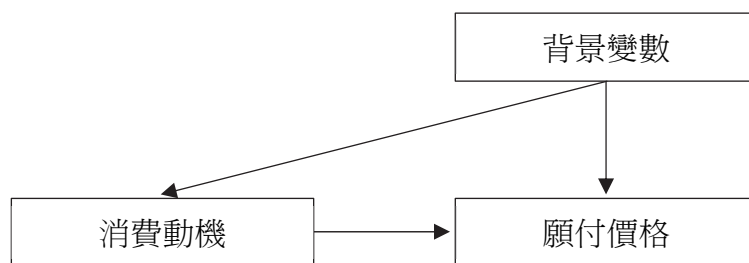


圖 1. 研究架構

Fig. 1. Research framework.

### 二、問卷設計與調查方法

消費動機問卷有三部分，第一部分為消費者社會經濟背景變數，包含性別、年齡、教育程度、居住地、職業、月收入、消費預算等；第二部份為食農體驗活動願付價格，採用開放詢價法；第三部分為消費者消費動機量表，以李克特五點量表（Likert 5-point scale）由非常不同意、不同意、普通、同意至非常同意依序為 1、2、3、4 及 5 分。Lancaster（1966）提出特徵消費理論（Hedonic consumption theory），該理論提出

一個與傳統消費理論不同觀點-商品或服務的價格是由其內在特徵所決定。換言之，消費者在購買商品時，不僅關心商品的數量，而是因為商品具消費者所需要的特徵屬性，消費者通過這些特徵來滿足自身需求，在所有可能的特徵組合中，他們擁有自己的偏好排序，並在預算限制下追求最大化效用的特徵組合。因此，消費者在購買時會根據這些特徵來衡量產品的價值，而市場價格反映了消費者對這些特徵的價值評估。Sidali 等 (2019) 針對消費者義大利波扎諾的農業旅遊願付價格應用特徵價格模型進行評估，考量之自變數除了農場類型、農作類型亦包括各種住宿屬性、餐飲服務品質以及農場周邊區域的活動範圍。結果發現消費者在淡旺季時有不同偏好的特徵組合。本研究參考特徵消費理論，設計消費動機量表，並透過與業者訪談之紀錄，將 A 農場食農教育活動的特徵分類為與農業有關的特徵與非農業有關的特徵兩大集合。農場農業有關特徵，如生產理念、農產品特色、農事服務、農業知識教育、農場審美體驗等；非農業方面的特徵則有農場周邊區域的遊憩吸引力、地理區位、遊憩環境、交通、周邊機能等。題目設計係與農場主共同討論擬定，作為後續探索性因素分析 (exploratory factor analysis)，並進行信度與效度之建構，針對 2022 年至 A 農場參加食農教育體驗活動之遊客進行便利抽樣調查，共發出 250 份問卷，有效問卷 230 份，回收率 92%。

### 三、分析方法

本研究欲探討影響消費者願付價格之因素，應用 SPSS 20 軟體進行維度縮減及問卷信效度分析，接著以 R 語言應用計量經濟分析套件 AER (Applied Econometrics with R) 建立 Tobit 模型、估計期望願付價格 (expected willingness to pay) 及應用最小平方方法 (ordinary least squares, OLS) 建立線性回歸模型。本研究假設社會經濟變數，如性別、年齡、教育程度、可支配預算與消費動機會影響消費者出價。A 農場每次食農教育活動收費為新台幣 250 元，本研究考量抽樣的便利性及消費者已對收費有參考點的效果，採用開放詢價，由受訪者自己填寫願意支付的價格。觀察資料發現約有 14% (n=32) 有效問卷願付價格為 0，即所謂抗議性樣本，對於出價為 0 的觀察值，若不刪除並直接使用 OLS 進行估計，將違反相關假設，並產生估計偏誤，若視為無效樣本將之刪除，則會產生樣本選擇偏誤的問題。因此，本研究在確認出價為 0 之消費者並非無實際消費，而是出於其他因素，如真實零願付 (真實認知價值為零)、抗議性零願付 (出於個人態度、信念或道德之不認同)、策略性零願付 (有意識以零出價意圖

影響市場定價)、問卷閱讀誤解、資訊不完全等因素,由於零願付之成因屬於後設問題,亦不在本研究調查範圍,無法直接辨識願付出價為 0 之成因,為本研究設計上之限制。但本研究考量消費者皆是自願前來農場參與活動,且消費預算調查中並無預算為 0 之樣本,故本研究認為出價為 0 之樣本亦有參考價值。然為求推論之嚴謹,本研究利用刪除抗議性樣本後之子樣本,另外建立 OLS 模型,並比較兩個模型之差異及結果之穩健性(robustness)。本研究處理具抗議性樣本之應變數左設限(left-censored)資料,參考過去文獻,以 Tobit 模型(Amemiya, 1984; Foster and Kalenkoski, 2013; McDonald and Moffitt, 1980; Wu, 1992)建立計量模型,模型設定如下:

$$Y_i^* = X\beta + \varepsilon$$

假設受訪者心中願意支付 $Y_i^*$ ,且只有大於 0 時才能被觀察到; $X$ 為截距及解釋變數構成的設計矩陣; $\beta$ 解釋變數係數向量; $\varepsilon$ 為誤差項,Tobit 模型假設 $\varepsilon$ 為獨立同分配(identical independent distribution, i.i.d.)且服從常態分配。 $Y_i^*$ 大於 0 是可觀察的,小於或等於 0 則是受限的:

$$\begin{cases} Y_i = Y_i^* & \text{if } Y_i^* > 0 \\ Y_i = 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \end{cases}$$

當 $Y_i^* > 0$ 時,其機率密度函數計算式如下:

$$Prob(Y_i^* > 0) = f(Y_i | Y_i > 0) = \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{Y_i - X\beta}{\sigma}\right)$$

其中 $\phi$ 為標準常態分佈機率密度函數(probability density function)。

當 $Y_i^* \leq 0$ 時,其累積分配函數計算如下:

$$Prob(Y_i^* \leq 0) = F(Y_i = 0) = 1 - \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right)$$

其中 $\Phi$ 為標準常態分佈累積分配函數(cumulative distribution function)。

利用上述兩式,可指定 Tobit 模型的概似函數 $L(\beta, \sigma)$ 如下:

$$L(\beta, \sigma) = \prod_{Y_i=0} \left[1 - \Phi\left(\frac{X\beta}{\sigma}\right)\right] \times \prod_{Y_i>0} \left[\frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{Y_i - X\beta}{\sigma}\right)\right]$$

根據上式,我們可以求取其對數概似函數(log-likelihood function),並分為兩個部分,第一個部分反應了抗議性樣本的機率,第二部分則反應未受限樣本。並應用最大概似估計法(maximum likelihood estimation)估計參數,求得 $\hat{\beta}$ 及 $\hat{\sigma}$ 。

$$\log L(\beta, \sigma) = \sum_{Y_i=0} \log \left[ \Phi \left( \frac{X\beta}{\sigma} \right) \right] + \sum_{Y_i>0} \left[ -\log \sigma + \phi \left( \frac{Y_i - X\beta}{\sigma} \right) \right]$$

$$(\hat{\beta}, \hat{\sigma}) = \arg \max_{\beta, \sigma} \log L(\beta, \sigma)$$

利用所估計之 $\hat{\beta}$ 及 $\hat{\sigma}$ ，進一步推導可得受訪者之期望願付價格( expected willingness to pay )：

$$E(Y_i|X) = \Phi \left( \frac{X\beta}{\sigma} \right) (X\beta + \sigma\lambda)$$

其中 $\lambda = \phi \left( \frac{X\beta}{\sigma} \right) / \Phi \left( \frac{X\beta}{\sigma} \right)$ 為逆米爾斯比率 (inverse Mills ratio)，引入後可調整因資料受設限後願付價格均值之偏誤。

## 結果與討論

### 一、背景變項敘述統計

本研究消費者在性別方面以女性較多 (69.1%)；年齡方面以 35 至 44 歲最多 (27%)，其次為 45 至 54 歲 (19.1%)、25 至 34 歲 (17.0%)，顯示本研究調查活動受眾多以中壯年人口為主；受訪者平均月收入以 30,001 至 40,000 元為主；每月休閒花費以 5,000 元為主，佔全體樣本 57.8%；居住地主要以桃園市為主 (75.7%)；教育程度以大學畢業最多 (50.9%)；受訪者職業以服務業為主 (22.6%) (表 1)。

表 1. 受訪者背景統計變數敘述性統計

Table 1. Frequency table of sample background variables.

背景變數	組別	次數	百分比(%)
性別	女	159	69.1
	男	71	30.9
年齡	15 歲以下	8	3.5
	15-24 歲	11	4.8
	25-34 歲	39	17.0
	35-44 歲	62	27.0
	45-54 歲	44	19.1
	55-64 歲	28	12.2
	65 歲(含)以上	38	16.5
平均月收入	30,000 元(含)以下	99	43.0
	30,001-40,000 元	75	32.6
	40,001-50,000 元	39	17.0
	50,001-60,000 元	8	3.5
	60,001 元(含)以上	9	3.9
平均每月休閒花費	5,000 元(含)以下	133	57.8
	5,001-10,000 元	75	32.6
	10,001 元-15,000 元	13	5.7
	15,000 元-20,000 元	8	3.5
	20,001 元-25,000 元	1	0.4
居住地	台北市	13	5.7
	新北市	21	9.1
	桃園市	174	75.7
	新竹縣	7	3.0
	新竹市	7	3.0
	基隆市	1	0.4
	其他縣市	7	3.0

表 1. 受訪者背景統計變數敘述性統計 (續)

Table 1. Frequency table of sample background variables. ( continue )

背景變數	組別	次數	百分比(%)
教育程度	國小(含)以下	28	12.2
	國中	16	7.0
	高中(職)	53	23.0
	專科或大學	117	50.9
	研究所以上	16	7.0
職業	學生	11	4.8
	軍公教	45	19.6
	商業	19	8.3
	工業	12	5.2
	服務業	52	22.6
	農林漁牧業	12	5.2
	自由業	19	8.3
	家管	21	9.1
	退休	9	3.9
	其他	30	13.0

## 二、消費預算與願付價格敘述性統計分析及單一樣本 t 檢定

本節分析消費者在 A 農場平均每人消費預算及其願意消費在食農教育活動之平均願付價格 (表 2)。調查結果顯示, 消費者至農場平均消費預算約 707.32 元, 中位數為 500 元, 標準差為 1,105.18, 顯示分佈情形較離散。在食農教育活動之願付價格方面, 為利抽樣的便捷性, 本調查採開放詢價方式, 由消費者直接回答願付價格。此外, 題項順序以先詢問本次至農場遊訪的消費預算, 再請受訪者回答願意消費於食農教育活動之價格, 後續資料處理時, 剔除願付金額大於消費預算之問卷, 以求接近消費者內心真實價值; 結果顯示, 消費者對於農場辦理之食農教育活動平均願付價格約為 290.66 元, 中位數為 150.00 元, 標準差 665.69 元, 其中有 32 份樣本出價為 0 之抗

議性樣本，經確認非屬無消費或不願消費之消費者，顯示其資訊仍有參考價值，不宜輕易刪除，故後續仍納入分析。依本研究與農場訪談結果，農場活動收費為 250 元，故以 250 元為檢定值，針對願付價格作單一樣本 t 檢定，結果顯示，平均願付價格與農場原始定價間無顯著差異。然而，由於算術平均數較易受到極端值（如抗議性為 0 之樣本）影響，需考量資料設限帶來的均值偏移，故本研究依據 Tobit 模型結果，另計算其期望願付價格為 427.51 元。Tobit 模型預測的願付價格高於農場現有定價，此結果可能反映農場定價尚低於消費者認知價值，換言之，受訪者對農場辦理之食農教育活動具有潛在溢價意願，未來可作為價格調整與市場策略參考依據。

表 2. 消費預算及食農教育體驗願付價格單一樣本 t 檢定

Table 2. Statistics of consumers' budget and willingness to pay.

變數	平均值	中位數	標準差	t 值 <sup>z</sup>	P value
消費預算	707.32	500	1105.18	-	-
食農教育活動願付價格	290.66	150	665.69	0.926	0.355

<sup>z</sup> 願付價格單一樣本 t 檢定（檢定值=250）。

<sup>z</sup> One-sample t-test of willingness to pay (population mean=250).

### 三、參與近郊農場都市農業體驗動機因素分析

#### (一) 消費動機量表敘述性統計及單一樣本 t 檢定

本研究為瞭解消費者至 A 農場參與食農教育體驗之消費動機，設計調查量表，共計 18 題。題目陳述羅列本研究歸納之可能動機，涵蓋近郊農場農業相關特徵如生產理念、產品特色、服務、知識教育、人際互動、審美體驗及感受等；非農業方面的特徵則有農場周邊區域的遊憩吸引力、地理區位、遊憩環境、周邊機能等。利用單一樣本 t 檢定，並以量表之中立點（檢定值=3，普通）作檢定，結果顯示，各題項皆顯著高於普通，其中第 15、17 及 18 題皆於普通至同意，其餘介於同意至非常同意（表 3）。

表 3. 參與活動動機量表敘述性統計及單一樣本 t 檢定

Table 3. Descriptive statistics and one-sample t-test of the motivation for participation in activities.

題目	平均	標準差	t 值
1.農場從事有機或友善耕作	4.37	0.705	29.552***
2.食農教育活動所用的材料符合環保規範	4.40	0.722	29.496***
3.食農教育活動所用的材料是就地取材	4.50	0.679	33.613***
4.農場販售的農產品有完整成分標示	4.36	0.721	28.624***
5.農場販售的農產品包裝安全衛生	4.40	0.691	30.815***
6.農場有專人導覽解說	4.30	0.737	26.760***
7.農場的產品種類豐富	4.22	0.747	24.813***
8.農場的產品品質優良	4.37	0.703	29.432***
9.參加食農教育活動可以學習到農業的知識	4.45	0.670	32.760***
10.參加食農教育活動可以學習到飲食健康的知識	4.41	0.686	31.240***
11.參加食農教育活動可以與親朋好友交流	4.33	0.722	28.055***
12.參加食農教育活動可以暫時忘記生活中的煩惱	4.25	0.773	24.478***
13.農場內的設施環境優美	4.20	0.730	24.823***
14.農場所在區域周圍的自然地理環境優美	4.26	0.707	27.061***
15.農場離我家的距離很近	3.82	0.948	13.149***
16.農場所在區域還有其他景點	4.07	0.812	19.983***
17.農場附近的交通方便	3.82	0.845	14.740***
18.農場距離市中心鬧區很近	3.53	0.904	8.895***

<sup>z</sup> \*\*\*表示 p 值 < 0.001。

<sup>z</sup> \*\*\* denotes p value < 0.001.

## (二) 受訪者消費動機因素分析

本研究將動機量表問卷進行探索性因素分析進行維度縮減，並建構其信度與效度。根據過去文獻，構面信度一般多利用 Cronbach's  $\alpha$  評估，並且需大於 0.7 才有較理想的內部一致性 (Taber, 2018; Tavakol and Dennick, 2011)，本研究所有

構面之 Cronbach's  $\alpha$  皆介於 0.812 至 0.914，符合學者建議範圍，顯示問卷具有良好的內部一致性。由於本研究問卷為自行發展，故應用探索性因素分析 (exploratory factor analysis, EFA) 進行效度建構，EFA 是一種多變量分析的方法，能夠被用來探索一組觀察變量背後的潛在因素結構，幫助研究者理解變量之間的相關性，透過識別彼此緊密相關的變量群組，並進行維度縮減，幫助我們發現並命名潛在的構面 (Chan and Idris, 2017; Stapleton, 1997)。本研究採用利用主成分分析 (principal component analysis) 進行維度縮減，並利用最大變異法轉軸 (varimax rotation) 進行因素分析，留下特徵值大於 1、因素負荷量 (factor loading) 絕對值大於 0.5 之題目，達到濃縮變數與歸納的目的，最後使用之變數計有 15 題。本研究因素分析結果如表 4，參考文獻建議 (Shrestha, 2021)，本研究 Kaiser-Meyer-Olkin 取樣適切性量數為 0.902，本值介於 0 至 1 之間，數值越高表示變量之間相關性越高，本研究分析顯示本資料適合作因素分析。利用 Bartlett 球形檢定，可檢視變數間相關矩陣是否顯著，本研究之球形檢定近似卡方值為 2410.475 ( $p$  value < 0.000)，達到顯著水準，顯示各構面皆適合因素分析。因素分析後構面須重新命名，並需要具有命名解釋性；本研究取同一因素下，因素負荷量最大的變數作為優先命名之參考依據，將消費者消費動機分成三大構面。構面一為「支持農場理念、產品及服務」，本構面因素負荷量最大之變數為「食農教育活動所用的材料符合環保規範」，第二為「農場從事有機或友善耕作」，環保、有機及友善皆與農場經營理念有關，其餘變數與產品與服務之品質或功能有關，故命名之；構面二因素負荷量最高之變數為「參加食農教育活動可以學習到農業的知識」，因素負荷量第二高之變數為「參加食農教育活動可以與親朋好友交流」，其餘變數皆與知識及人際互動有關，故將本構面命名為「尋求農業知識與人際互動」；第三構面因素負荷量最高及次高之變數分別為「農場附近的交通方便」、「農場距離市中心鬧區很近」，所有變數皆與地理環境、交通便利及周圍機能有關，故命名為「追求方便與鄰近性」，三因素的總解釋變異量為 71.04%。本研究將消費者消費動機濃縮歸納為此三因素，作為下節探討影響消費者願付價格之解釋變數。

表 4. 參與食農教育活動動機之因素分析

Table 4. Factor analysis for motivation in participating in agri-food education activities.

因素命名	操作變項	平均數	標準差	轉軸後特徵值	轉軸後累積百分比 (%)	因素負荷量	Cronbach's $\alpha$
支持農場理念、產品及服務	農場從事有機或友善耕作	4.37	0.71	4.36	29.09	0.804	0.914
	食農教育活動所用的材料符合環保規範	4.40	0.72			0.850	
	食農教育活動所用的材料是就地取材	4.50	0.68			0.691	
	農場販售的農產品有完整成分標示	4.36	0.72			0.755	
	農場販售的農產品包裝安全衛生	4.40	0.69			0.750	
	農場有專人導覽解說	4.30	0.74			0.528	
	農場的產品品質優良	4.36	0.70			0.651	
尋求農業知識與人際互動	參加食農教育活動可以學習到農業的知識	4.45	0.67	3.56	52.82	0.817	0.911
	參加食農教育活動可以學習到飲食健康的知識	4.41	0.69			0.804	
	參加食農教育活動可以與親朋好友交流	4.33	0.72			0.814	
	參加食農教育活動可以暫時忘記生活中的煩惱	4.25	0.77			0.751	
追求方便與鄰近性	農場離我家的距離很近	3.82	0.94	2.73	71.04	0.651	0.812
	農場所在區域還有其他景點	4.07	0.81			0.689	
	農場附近的交通方便	3.82	0.85			0.824	
	農場距離市中心鬧區很近	3.53	0.90			0.856	
Kaiser-Meyer-Olkin:0.902							
Bartlett's chi-square <sup>z</sup> : 2410.475***							

<sup>z</sup>. \*\*\*表示 p 值 < 0.001。

<sup>z</sup>. \*\*\* denotes p value < 0.001.

#### 四、消費者參與食農教育活動願付價格

本研究結果闡釋主要基於 Tobit 模型之結果進行分析，為瞭解在控制著背景變數後，消費動機是否會影響消費者願付價格，另外將 OLS 模型結果併置比較，以求推論之穩健性。

結果顯示(表 5)，在年齡方面，若以 25 歲以下作為基準組，65 歲以上遊客願付價格顯著較低，估計係數為-331.82 ( $p$  值 $<0.05$ )，年齡與願付價格的負向關係，在過去文獻中亦有相關發現 (Liu *et al.*, 2019; Ali and Ali, 2020)；由於成因複雜，本研究推測可能與退休族群的收入與預算限制、個人價值觀與興趣及過去的生活經驗有關，例如年紀較大的退休族群，可能依賴金額固定的退休金，因此在開銷上更為謹慎，對於價格較高的非必需品或體驗的支付意願可能較低，或是開支分配上可能優先支出在醫療保健等方面，抑或是過去生活經驗已有自己種植食物的經驗，對於支付額外費用去學習他們已經知道或實踐過的知識可能不太感興趣，為本研究之研究限制；由於本研究調查限制，未將可能透過年齡影響之因素分離出來，年齡對於食農教育活動願付價格的效應，未來值得進一步探討。在教育程度方面，教育程度在大學以上之遊客，顯著較高中以下願付價格高，估計係數為 222.78 ( $p$  值 $<0.01$ )，與過去諸多與永續消費及有機消費研究結果相呼應 (Li *et al.*, 2020; Tianyu and Meng, 2020; Li and Kallas, 2021)；本研究推測教育程度較高的消費者之所以願意為食農教育活動支付較高的價格，可能是與其收入、對食農教育活動價值認知有關，例如可能更懂得欣賞食農教育活動所帶來的價值，包括健康生活、環境永續等理念、社會責任感、消費偏好以等多重因素。消費預算越高的遊客，其願付價格越高，估計係數為 0.49 ( $p$  值 $<0.001$ )，由於消費者的消費預算與其收入常呈現正相關，預算越高者願意付出更多金額，可能意味著食農教育活動的消費對消費者來說是正常財 (normal goods)；隨著消費者收入增加，其需求量也往往隨之增加，本場轄內農場多鄰近平均所得較高之都會地區，可謂地理位置之優勢。

在消費動機方面，本研究透過探索性因素分析，將消費者前往 A 農場參與食農教育活動的動機歸納為三種，分別為「支持農場理念、產品及服務」、「尋求農業知識與人際互動」、「追求方便與鄰近性」，其中消費動機為「支持農場理念、產品及服務」之消費者對願付價格有顯著正向影響，估計係數為 56.20 ( $p$  值 $<0.05$ )，顯示消費者對食農教育體驗活動的價值感可能來自於農場從事有機或友善耕作、食農教育活動所用的材料符合環保規範、食農教育活動所用的材料是就地取材、農場販售的農產品

有完整成分標示、農場販售的農產品包裝安全衛生、專人導覽解說或農場的產品品質等因素。本研究推測可能原因為當消費者了解農民在農產品背後的努力、奉獻與對理念的堅持時，他們通常願意為之支付較高價格，而食農教育活動讓農民和生產者直接互動，更讓產品或服務的品質與優點被消費者感受到，從而增強價值感知。

食農教育活動是生產者與消費者直接面對面的良好機會，直接的溝通有助於在農民與消費者之間建立信任。農民分享自身的耕作理念以及產品的優點，並直接在生產場域進行活動，可以向消費者保證他們產品的品質和安全，並透過食農教育活動外的銷貨收入提升收益。當現代消費者越來越關注食物的來源和生產方式，這種信任與透明度更顯重要。另外，面對面的互動讓農民可以從消費者中獲得即時的意見回饋，可為農民提供關於消費者偏好、潛在改進點和市場需求的資訊。本研究比較 Tobit 模型與 OLS 模型之結果，結果顯示在 OLS 模型中，年齡與「支持農場理念、產品及服務」對願付價格無顯著效果。然而，由於 OLS 模型之估計因不考慮出價為零之行為，結果較不可靠。相較之下，Tobit 模型考慮了數據的設限，因此能處理數據中的異質性，特別是那些處於極端情況的觀察值。以 Tobit 模型結果為例，年齡較大的消費者，或是對產品理念缺乏認同的消費者，可能更傾向於零出價或偏低的出價，Tobit 模型能反映這部分數據的影響，顯示 Tobit 模型更能揭露設限資料下的隱含行為機制。需要特別指出的是，Tobit 與 OLS 所用之評估指標（分別為 McFadden  $R^2$  及  $R^2$ ）屬於兩種截然不同的衡量方式，前者以對數概似度（log-likelihood）相對於零模型（null model）的改善比例為依據，後者則基於殘差平方和相對於總變異平方和改善比例為基礎，換言之，前者是衡量模型參數對觀察資料相對合理性的改善程度，後者則是衡量模型對模型不確定性的解釋能力。因此，兩者完全不具可比性，應分別在相同類型模型內部使用。Green 等（2005）指出，在離散選擇模型中 McFadden  $R^2$  低於 0.1 並不罕見，尤其在解釋行為數據時，因為觀察資料往往包含大量未觀測到的異質性。本研究認為 Tobit 模型不僅更符合案例農場蒐集到之資料結構，亦能避免 OLS 模型因無視設限現象而低估某些解釋變數之影響力，故本研究結論將採用 Tobit 模型作為主要解釋依據。

表 5. 消費者參與食農教育活動願付價格 Tobit 模型及 OLS 模型

Table 5. Tobit and OLS model of consumer willingness to pay for participation in agri-food education activities.

解釋變數 <sup>z</sup>	Tobit 模型 估計係數(標準誤) <sup>y</sup>	OLS 模型 估計係數(標準誤) <sup>y</sup>
截距	-53.82(116.52)	362.47(182.50)*
男性 <sup>x</sup>	-78.36(68.12)	12.21(107.32)
26 至 65 歲 <sup>x</sup>	-147.17(118.90)	-122.86(160.60)
66 歲以上 <sup>x</sup>	-331.82(139.39)*	-440.83(220.05)
大學以上 <sup>x</sup>	222.78(71.52)**	357.85(69.20)***
消費預算	0.49(0.03)***	1.25(0.07)***
支持農場理念、產品及服務	56.20(22.40)*	-70.95(51.44)
尋求農業知識與人際互動	11.60(12.71)	31.79(49.24)
追求方便與鄰近性	12.06(30.97)	-15.59(49.01)
Log-Likelihood = -1517		
McFadden R <sup>2</sup> = 0.063		R <sup>2</sup> =0.65

<sup>z</sup> 應變數：食農教育活動願付價格。

<sup>y</sup> \*, \*\*及\*\*\*分別表示 p 值<0.05,0.01 及 0.001。

<sup>x</sup> 基準組分別為：女性、25 歲以下、高中以下。

<sup>z</sup> dependent variable: willingness to pay for food and agriculture activity.

<sup>y</sup> \*, \*\*and\*\*\*, p value<0.05, 0.01and 0.001, respectively.

<sup>x</sup> base group:female, age under 25 years old, education background under high school.

## 結論與建議

本研究針對調查結果，提出結論與策略建議分述如下：

### 一、消費者年齡、教育程度及消費預算顯著影響願付價格

本研究結果顯示，年齡、教育程度及消費預算，皆會影響願付價格之高低。建議農場食農教育活動設計可針對不同受眾，進行分群、分眾之活動教案設計，滿足願意支付較高價格之參與者的需求。此外，消費預算與支付價格有正向關係，此結果亦顯示，食農教育體驗活動消費屬於較高層次的需求滿足，消費量隨著消費者可支配預算增加而提高，消費預算越高者，越願意花費在購買服務體驗上；以本研究 A 農場為例，A 農場位於桃園市復興區三民社區，消費者期望願付價格 427.51 元遠高於實際收費 250 元，顯示有相當大的溢酬空間，面對擁有鄰近消費力強大的都會區之利基，若善加利用此優勢，將亟具潛力。

### 二、支持農場理念、產品及服務之消費者願付價格較高

本研究結果顯示，「支持農場理念、產品及服務」動機越強之消費者，願付價格越高。近郊農場擁有許多與消費者面對面的機會，若能在進行教育體驗的過程中，透過解說溝通將環保、在地、有機友善等理念融入教案中，將有助傳遞其經營理念，並與消費者建立信任感，進一步提高支付意願。

### 三、鄰近都會區之農場於農閒時進行食農教育體驗可行性高

以本研究調查結果為例，平均消費預算為 707 元，扣除參與食農教育活動之 250 元，仍有約 457 元之銷貨收入，為農場帶來額外經濟效益；由此可知，食農教育活動對農場而言就是最好的行銷，不僅透過活動帶來營業額，亦可帶動農產品銷售。另外，建議未來有志辦理食農教育活動之農場，可詳細記錄食農教育活動產生的成本支出與收益，並透過不同經營決策情境下進行成本效益評估，配合適當的教案設計、訂價策略與業績目標，將可有效提高收入，為農場帶來收益。

## 研究限制

本研究為針對單一農場消費者之橫斷面調查，可能面臨外部有效性 (External Validity) 之限制，造成結果無法推廣至其他農場或不同市場環境，例如消費者的願付價格可能受到農場產品或服務之其他本研究未考量的特徵所影響 (如品牌價值或口碑等)，如果農場的產品或服務在市場中具有獨特性，本研究推論在其他產品或農場中的適用可能會受限制。此外，消費者的願付價格可能因區域、文化、社會經濟背景、以及農場特定的品牌或產品特徵而不同，導致結果不具普遍適用性。最後，本研究受限於調查資源採用便利抽樣，屬於非隨機抽樣方法，測量方式採用自陳量表，亦可能有認知偏誤，樣本代表性可能有所限有。

## 參考文獻

- 方珍玲、古昌平。2020。臺灣食農教育推動模式之分析。農業推廣文彙 65:29-44。
- 李永盛、黃心璇、張世潔、王淑美、劉大年、溫蓓。2022。休閒農場遊客體驗動機、體驗價值與願付價格之研究。休閒與遊憩研究 12(1):55-84。
- 車成緯、陳欣怡、李青松。2016。都會型休閒農場開發指標之建構。臺灣土地研究 19(1):105-128。
- 林如萍。2022。食農教育的概念架構與推展策略。臺中區農業改良場特刊 p. 82-94。
- 張啟晷、李世昌、林柏宏。2021。觀光休閒飯店食農教育認知、意願與永續之相關研究。休閒事業研究 19(4):36-55。
- 許瓊文。2018。Taste Taiwan! 為世界上臺灣味-休閒農場烹飪課程商業模式探討。國立臺灣師範大學運動休閒與餐旅管理研究所碩士論文 96pp。
- 黃月光。2022。半農半 X 社群之社會創新的商業模式與影響力探討-以慢島生活社群為例。法鼓文理學院社會企業與創新研究所碩士論文 155pp。
- 曾令宇、張若寧。2023。臺北市健身運動參與動機與願付價格調查研究。運動知識學報 20:56-67。
- 葉欣誠、于蕙清、邱士捷、張心齡、朱曉萱。2019。永續發展教育脈絡下我國食農教育之架構與核心議題分析。環境教育研究 15(1):87-140。
- 蘇金柱、陳宜清、林德勳、楊玉蓉。2021。休閒農場導入環境教育與食農教育之整合

策略研究。全球管理與經濟 17(1):69-76。

- Ali, T., and J. Ali. 2020. Factors affecting the consumers' willingness to pay for health and wellness food products. *Journal of Agriculture and Food Research*. 2:100076.
- Amemiya, T. 1984. Tobit models: A survey. *Journal of Econometrics*. 24:3-61.
- Brown, M.T., C. Fukunaga, D. Umemoto, and L. Wicker. 1996. Annual review, 1990-1996: Social class, work, and retirement behavior. *Journal of Vocational Behavior*. 49(2):159-189.
- Chan, L.L., and N. Idris. 2017. Validity and reliability of the instrument using exploratory factor analysis and Cronbach's alpha. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*. 7(10):400-410.
- Cook, F.L., and R.A.Jr. Settersten. 1995. Expenditure patterns by age and income among mature adults: Does age matter? *The Gerontologist*. 35(1):10-23.
- Dardis, R., H. Soberon-Ferrer, and D. Patro. 1994. Analysis of leisure expenditures in the United States. *Journal of Leisure Research*. 26(4):309-321.
- Foster, G., and C.M. Kalenkoski. 2013. Tobit or OLS? An empirical evaluation under different diary window lengths. *Applied Economics*. 45(20):2994-3010.
- Hammonds-Smith, M., J.C. Courtless, and F. Schwenk. 1992. A comparison of income, income sources, and expenditures of older adults by educational attainment. *Family Economic Review*. 5(4):2-8.
- Hensher, D.A., Rose, J.M., and W.H. Greene. 2015. *Applied choice analysis*. Cambridge University Press. 2ed. Cambridge, U.K.
- Lancaster, K.J. 1966. A new approach to consumer theory. *Journal of political economy*. 74(2):132-157.
- Li, R., Lee, C.H., Lin, Y.T., and C.W. Liu. 2020. Chinese consumers' willingness to pay for organic foods: A conceptual review. *International Food and Agribusiness Management Review*. 23(2): 173-188.
- Li, S., and Z. Kallas. 2021. Meta-analysis of consumers' willingness to pay for sustainable food products. *Appetite*. 163:105239.
- Liu, P., Guo, Q., Ren, F., Wang, L., and Z. Xu. 2019. Willingness to pay for self-driving vehicles: Influences of demographic and psychological factors. *Transportation Research Part C: Emerging Technologies*. 100:306-317.

- McDonald, J.F., and R.A. Moffitt. 1980. The uses of Tobit analysis. *The Review of Economics and Statistics*. 62(2):318-321.
- Shrestha, N. 2021. Factor analysis as a tool for survey analysis. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*. 9(1):4-11.
- Sidali, K. L., Spitaler, A., and G. Schamel. 2019. Agritourism: A hedonic approach of quality tourism indicators in South Tyrol. *Sustainability*. 11(13):3747.
- Stapleton, C.D. 1997. Basic Concepts in Exploratory Factor Analysis (EFA) as a Tool To Evaluate Score Validity: A Right-Brained Approach. Annual Meeting of the Southeast Educational Research Association. p. 1-18.
- Taber, K.S. 2018. The use of Cronbach's alpha when developing and reporting research instruments in science education. *Research in Science Education*. 48:1273-1296.
- Tavakol, M., and R. Dennick. 2011. Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*. 2:53-55.
- Tianyu, J., and L. Meng. 2020. Does education increase pro-environmental willingness to pay? Evidence from Chinese household survey. *Journal of cleaner production*. 275:122713.
- Wu, X. 1992. A comparison of Tobit and OLS estimates of Japanese peanut import demand. *Journal of Agricultural Economics*. 43(1):38-42.

# **A Study on the Motivation of Consumers Participating in Agri-food Education Activities and Factors Influencing Willingness to Pay: A Case Study of Farm A in the Sanmin Community, Fuxing District, Taoyuan City<sup>1</sup>**

Tsung Hua Lee<sup>2</sup>

This study conducted a survey research at Farm A in the Sanmin Community of Fuxing District, Taoyuan City. Utilizing a self-developed questionnaire, the research investigated consumers' willingness to pay (WTP) for participating in farm-based food and agriculture education activities. A total of 230 valid questionnaires were collected, with a recovery rate of 92%. Exploratory factor analysis was used to analyze the motivation behind consumers' participation, and a Tobit regression model was applied to estimate the impact of consumption motivation on WTP, controlling for socioeconomic variables. The results indicated that consumers' education level, age, and disposable budget significantly affect their WTP. Furthermore, the study found that different participation motivations influence WTP; consumers with a stronger motivation to "support farm's philosophy, products, and services" were willing to pay premium. It is recommended that farmers design suitable lesson plans targeting consumers with diverse socioeconomic backgrounds, incorporating local ingredients, environmental protection, organic, and friendly management philosophies into the lesson plans. By strengthening consumers' identification with the farm's management philosophy, it can help increase their WTP and potentially enhance profitability while controlling related costs.

Key words: leisure agriculture, consumers' motivation, Tobit regression

---

<sup>1</sup> Contribution No. 557 from Taoyuan DARES, MOA.

<sup>2</sup> Assistant Researcher (corresponding author, thlee@tydais.gov.tw).