

國立臺灣大學生物資源暨農學院農業經濟學系



碩士論文

Department of Agricultural Economics
College of Bio-resources and Agriculture
National Taiwan University
Master Thesis

有機農法採用之影響因素與經濟效果—
以花蓮縣富里鄉稻農為例

The Determinants and Economic Effects of the
Adoption of Organic Farming: An Example of Fuli
Rice Farmers in Taiwan

蔡旻翰

Tsai, Min-Han

指導教授：陸怡蕙 博士

Advisor: Luh, Yir-Hueih, Ph.D.

中華民國 103 年 7 月

July, 2014

國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

有機農法採用之影響因素與經濟效果—
以花蓮縣富里鄉稻農為例

The Determinants and Economic Effects of the
Adoption of Organic Farming: An Example of Fuli
Rice Farmers in Taiwan

本論文係蔡旻翰君（學號 R01627006）在國立臺灣大學農業
經濟學所完成之碩士學位論文，於民國 103 年 6 月 23 日承
下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

口試委員：

陸怡慧

（簽名）

（指導教授）

方珍玲

謝瑞廷

系主任、所長

吳榮杰（簽名）

謝辭



回想起來，這本論文的寫作過程相當倉促，從開始準備到實地發放問卷過了一學期，實際著手寫作也已經是二年級下學期的事情了。一路上也要感謝許多人的幫忙，讓我得以順利完成。首先，要感謝的是小陸老師的指導與提點，沒有老師的幫忙，這本論文怎麼生也生不出來，現在想起來，每次跟老師討論的時間，總是可以讓我學到相當多的東西，也謝謝老師包容我有時候打混摸魚，又總是盯著我的進度看，讓我的論文可以由一開始破洞百出、左支右絀的樣子到現在具體而完整。其次要感謝的是我的老爸老媽，一路上耳提面命要我準時畢業，連口試過了還在擔心論文交不出去，還有我不論多晚回家總是會準備東西給我充飢，真是辛苦兩老了，謝謝你們。還要感謝文基學長與毓寧學姊，我也從兩位學長姐身上學到許多。感謝研究所的同學們，尤其是 109 的夥伴們，好像不管多久沒去學校，打開門總是會聽到清脆的鍵盤滑鼠聲，或是大家的嘻鬧聲。

論文的完成，必定要歸功於富里鄉農會曾大哥與葉大哥的大力協助，在我做調查的期間給我相當多的鼓勵與幫忙，也要謝謝富里鄉肯接受我訪問的各位農民朋友大哥大姐，我沒辦法逐一一列舉，但是仍然要致上最深的感謝，尤其是竹田村鄒大哥、姜大哥、葉大哥、新興村金大哥以及牛肉麵店老闆等人，常常受我叨擾，卻又提供許多資訊，讓我能從你們身上學到許多過去在校園裡未曾思索的想法。從一開始不太想理我，到每個晚上讓我在各位家中泡茶喝酒烤火取暖，真的讓我感受到濃濃的人情味，我一定會再回去找各位的。

2014 年 8 月

謹誌於農經系館



摘要

農業不僅提供穩定與優質的糧食供給來源，同時也可維持生態環境並保留鄉村純樸的農家生活。近年來，隨著社會大眾對於食物安全的要求逐漸升高及都市居民休閒方式的改變，再加上環境保育比過去更受重視，有機農法已成為最為風行的農業生產方式。臺灣的有機農業於近十餘年間蓬勃發展，其中，東部的花蓮縣玉里鎮、富里鄉以及臺東縣池上鄉、關山鎮等地區，一直都是臺灣稻米的重要產區，又由於臺灣東部所受到的環境汙染較其他地區為少，因此在有機產業的發展上也相當穩定而快速。在學界，有機農業也是近年來被廣為討論的議題，而農業經濟領域相關文獻多著重於有機農法採用影響因素的檢視，少部分研究則探討有機農民與慣行農民在生產效率或生產力上之差異。本文的主要目的是結合近期技術採用文獻在方法論上的發展，以臺灣有機發展早，且成長穩定快速的花蓮縣富里鄉羅山有機村及周圍村鎮的有機稻農與慣行稻農為研究母體，分三方面探討有機農法採用的態度形成、影響因素以及經濟效果。

首先，利用 Ajzen (1985) 及 Ajzen and Madden (1986) 提出的計畫行為理論，本文討論該理論各構面間之關聯性，亦即將重點放在態度、社會規範與行為控制間的關係，以了解農民有機農法之態度形成，並進一步比較有機農民與慣行農民在態度形成上之差異。其次，考量農民對於有機農法經濟影響的看法可能與一般態度構面的影響有所不同，同樣在計畫行為理論的架構下，本文檢視經濟考量及計畫行為理論各構面對於農民有機農法採用所造成之影響。本文的第三個主要目的在於探討有機農法採用所為農民帶來的經濟效果。本文利用 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的傾向分數法以處理技術採用經濟效果評估不可避免的自我選擇問題，在 Neyman-Rubin 虛擬事實因果推論的架構下，估算採用有機農法的農民在採用與不採用時之收入、成本與利潤等之差距，即所謂的受試者平均試驗效果 (average treatment effect for the treated, ATT)。

在實證分析部分，本文依據主要研究目的區分為三個相互連貫的子題。第一子題的實證結果發現，對環境與健康的態度不同，會對有機農民與慣行農民的正向有機態度形成造成不同的影響。對慣行農民而言，對環境與健康的態度



越正向，其持正向有機態度的機率越高；然而，對有機農民而言，此正向影響之程度則相當小。若進一步將有機農民依採用時點區分為早採用與晚採用之農民，本文發現，相對於慣行農民，對環境與健康的態度對早採用農民形成正向有機態度會產生負向影響，但晚採用農民與慣行農民之間則並未呈現顯著差異，這樣的結果說明有機產業在早期所面臨的發展問題。第二子題的結果顯示，在計畫行為理論的架構下，富里鄉稻農對資訊的態度會對其採用有機農法的機率產生正向影響，而環境與健康態度與採用機率之間並無顯著關係，主觀社會規範則呈現顯著的負向影響。本文亦發現與多數文獻的結果一致，經濟考量是影響農民採用有機農法的主要因素之一；再將有機農民依採用時點加以區分，則可發現早採用農民與晚採用農民最明顯的區別在於，影響早採用農民採用決策的因素主要來自態度構面，而經濟考量則是影響晚採用農民的主要因素。本文在第三子題應用共變數調整與傾向分數配對兩種方法估算有機農法採用的經濟效果；結果發現，有機農法採用平均而言造成富里鄉稻農單位面積收入減少約 24,000 元，而單位面積利潤則減少約 2,500 元。

本文依據主要研究結果提出具體建議。首先，營造對有機農法友善的社會氛圍或舉辦活動以促使農民與消費者之間產生更緊密的連結，將會有助於有機農法的推廣。其次，本文發現經濟因素是影響農民採用有機農法的主要因素，而採用有機農法會降低農民之收入與利潤，因此，就誘因設計而言，農政單位可以透過提高有機稻穀收購價格，以增強農民採用有機農法之意願。最後，相關單位應該再加強有機農產品的監管機制，以避免不肖農民或業者的投機行為造成農民對有機農法信心的喪失。

關鍵詞：有機農法、計畫行為理論、傾向分數法、Neyman-Rubin 虛擬事實架構、平均試驗效果

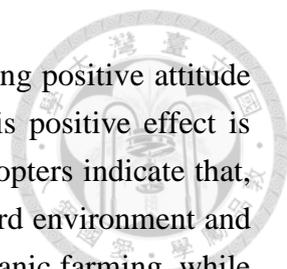
Abstract

As a stable source of quality food, agriculture also has the function of maintaining ecological environment and preserving the pristine lifestyle of rural residents. In recent years, in addition to fastening their eyes on environmental issues, the public are attaching more importance to food safety; organic farming has thus become a new mainstream of farming methods. As well, organic farming in Taiwan has experienced fast growth during past decades since the government put efforts in promoting the adoption of this “ecological production management system”, as defined by USDA National Organic Standards Board (NOSB) in April 1995.

Eastern areas, especially Yuli and Fuli in Hualien County as well as Chihshang and Guanshan in Taitung County, are the major rice production areas in Taiwan. Because the problem of environmental pollution has been less severe in those areas, organic farming keeps growing steadily in eastern Taiwan. Based on the survey data of Fuli Township in Hualien County, this thesis attempts to provide a synthesis of recent methodological developments in the literature to examine the attitude formation, adoption determinants as well as economic impacts of organic farming.

The major objectives of this thesis are three-folded. First of all, making use of the theory of planned behavior (TPB) developed by Ajzen (1985) and Ajzen and Madden (1986), this study aims at finding out the association between the elements of TPB, that is, the relationships between attitudes, perceived social norm and perceived behavioral control. Secondly, taking into account the different effects of TPB constructs and economic concerns, this study assesses the separate influences of these two determinants on the adoption of organic farming. The third objective of this study is to evaluate the economic impacts of adopting organic farming. Applying the propensity score methods proposed by Rosenbaum and Rubin (1983), this study solves the self-selection problem encountered in effect evaluation of technology adoption. Within the context of Neyman-Rubin counterfactual causal inference framework, the so-called average treatment effect for the treated (ATT) is calculated by measuring the differences in income, cost and profit resulting from organic farming.

The empirical results are summarized as the following according to the three major objectives. First is that attitude toward environment and health has differential effects on organic and conventional farmers in terms of forming positive attitude toward organic farming. For the conventional farmers, the positive attitude



toward environment and health increases the probability of holding positive attitude toward organic farming. However, for the organic farmers, this positive effect is quite small. Dividing the organic farmers into early and late adopters indicate that, relative to the conventional farmers, early adopters' attitude toward environment and health has negative effect on forming positive attitude toward organic farming, while no significant effect is observed for the late adopters. This result reveals some problem in the development of organic industry at the early stage. The empirical results in the second part of this thesis suggest that, within the context of TPB, Fuli rice farmers' positive attitude toward information will increase their probability of organic farming adoption. Moreover, while attitude toward environment and health has no significant influence on the adoption decision, perceived social norm exhibits negative effect. The results also indicate economic concern is the major determinant of rice farmers' adoption of organic farming. A further division of the organic farmers reveals considerable differences between early and late adopters. The results suggest the main motivation of early adopters comes from the attitudinal factors, while economic concern is the major determinant of late adopters' adoption decision. In the third part, this study applies both covariate adjustment and propensity score matching methods to investigate the economic effects of organic farming. As a result of adopting organic farming, Fuli rice farmers' income per hectare decrease, on average, by \$24,000 NT, and profit per hectare decrease by \$2,500 NT as well.

Based on the findings of this thesis, some policy implications for the promotion of organic farming can be inferred. First of all, creating a pleasant atmosphere of organic farming or holding some events and festivals to bridge a close connection between the farmers and consumers will help promoting organic farming. Secondly, the empirical results reveal that economic concern is one of the main factors driving farmers' adoption decision, and organic farming will reduce both income and profit significantly. Raising the purchasing price of organic-certified rice will therein create a stronger incentive for farmers to adopt organic farming. Last, but not the least, the governmental authorities should reinforce the monitoring and traceability system of organic products to prevent the cheating or misconduct of a small number of organic rice farmers.

Keyword: Organic farming, Theory of planned behavior, Propensity score method, Neyman-Rubin counterfactual framework, average treatment effect

目錄



	頁次
摘要.....	i
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 有機農業的起源、定義及在臺灣的發展.....	4
第三節 研究地區簡介.....	7
第二章 文獻回顧.....	15
第一節 技術採用相關文獻.....	15
第二節 有機農法採用之相關討論.....	17
第三節 技術採用文獻常用的研究方法.....	27
第三章 模型設定.....	30
第一節 理論模型.....	30
第二節 實證設計.....	44
第四章 資料概述與變數說明.....	54
第一節 資料來源與說明.....	54
第二節 變數定義說明與基本統計特性.....	58
第五章 實證結果.....	73
第一節 稻農有機態度之形成與其影響因素.....	73
第二節 採用有機農法之經濟考量與計畫行為.....	80
第三節 採用有機農法的平均試驗效果.....	85
第六章 結論.....	100
參考文獻.....	103

表目錄



	頁次
表 1-1 臺灣有機水稻歷年耕作戶數與面積.....	13
表 1-2 富里鄉各村面積統計.....	14
表 1-3 富里鄉農會稻穀收購價格.....	14
表 4-1 試訪問卷與正式問卷各因素之特徵值與解釋比例.....	66
表 4-2 樣本行政區與地理位置概要.....	67
表 4-3 基本特徵變數基本統計量—全樣本.....	67
表 4-4 基本特徵變數基本統計量—慣行農民.....	68
表 4-5 基本特徵變數基本統計量—早採用之有機農民.....	68
表 4-6 基本特徵變數基本統計量—晚採用之有機農民.....	68
表 4-7 第一子題變數基本統計量—全樣本.....	69
表 4-8 第一子題變數基本統計量—慣行農民.....	69
表 4-9 第一子題變數基本統計量—早採用農民.....	70
表 4-10 第一子題變數基本統計量—晚採用農民.....	70
表 4-11 第二子題變數基本統計量.....	71
表 4-12 每甲地產量、成本、稻穀賣價估算基準.....	72
表 4-13 第三子題變數基本統計量.....	72
表 5-1 對有機看法與農民分類之 2×3 列聯表.....	91
表 5-2 態度形成之 logistic 模型估計結果.....	92
表 5-3 態度形成之 logistic 模型估計結果.....	93
表 5-4 有機農法採用之影響因素及邊際效果：logistic 模型.....	94
表 5-5 有機農法採用之影響因素及邊際效果：multinomial logit 模型....	95
表 5-6 傾向分數敘述統計表.....	96
表 5-7 利用共變數調整計算之 ATT—不區分採用時點.....	97
表 5-8 利用共變數調整計算之 ATT—區分採用時點.....	97
表 5-9 利用一對一配對樣本計算之 ATT.....	98
表 5-10 利用 Wilcoxon 等級加總檢定比較配對前後樣本之差異.....	98

圖目錄



圖 1-1	富里鄉行政區與水系簡圖.....	12
圖 3-1	合理化行為理論架構圖.....	53
圖 3-2	計畫行為理論架構圖.....	53
圖 4-1	研究區域劃分簡圖.....	65
圖 5-1	未配對樣本之採用機率分布圖.....	90
圖 5-1	一對一配對後之採用機率分布圖.....	90
圖 5-2	一對二配對後之採用機率分布圖.....	91

第一章 緒論



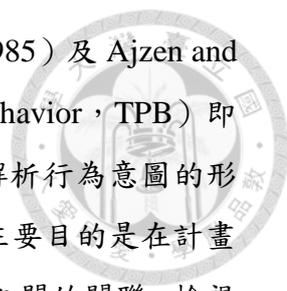
第一節 研究動機與目的

在歷經工業與經濟迅速的發展後，近年來世界各國逐漸體認到社會、環境與經濟發展之間密切的關係。經濟發展不僅往往會犧牲社會安定，其對環境造成的汙染與破壞加速了地球暖化、臭氧層破洞等全球性危機的發生，也促使科學界不斷提出警告。此外，由於經濟條件的改善，消費者比過去更加重視食品安全及化學投入對健康的危害 (Tung *et al.*, 2012)。前述這兩點觀察可以解釋為何永續發展 (sustainable development) 已經成為許多國家制定相關政策時的重要考量 (FAO and WHO, 2001; FAO, 2011)。根據 OECD (The Organisation for Economic Cooperation and Development) 組織的報告 (OECD, 2008b)，在永續發展的過程中，一個社會的總資本 (capital) 由五種資本所組成，分別為金融資本 (financial capital)、貨品資本 (produced capital)、自然資本 (natural capital)、人力資本 (human capital) 以及社會資本 (social capital)。一般經濟學及傳統農業是以最大化金融資本與貨品資本為出發點，因此忽略了其他面向。

由永續發展的概念延伸，農業生產中一個已被提出多時的觀念—有機農法，又再度受到重視。簡而言之，有機農法是在可以與環境、生態間取得平衡的狀態下從事農業生產的一種方法¹，因此，相較於慣行農法，有機農法在生產作物時，仍能兼顧自然資本、人力資本與社會資本，且同時能夠進行這些資本的累積，而慣行農法則很難達到這樣的結果。在農業經濟學領域，許多學者對於農民採用有機農法的行為以及採用有機農法的影響因素做了特別深入的研究。早期的研究多著重於檢視影響採用行為的傳統因素如農場規模、教育與年齡等農場與農民社經變數；近期相關文獻的主要研究方向則為不確定性、資訊取得以及農民的態度與目標等對於有機農法採用所造成的影響。

本文的主要目的是結合近期技術採用文獻在方法論上的發展，分三方面探討有關有機農法採用的重要議題。首先，由於分析農民各態度構面所需考量的層面甚廣，因此需要一個簡單而清楚的架構作為分析之基礎。心理學界所使用的模型

¹ 有關有機農法的由來與發展，本文將在下一小節簡述之。



為此類研究提供了一個很有用的分析架構；其中，由 Ajzen (1985) 及 Ajzen and Madden (1986) 所提出的計畫行為理論 (Theory of Planned Behavior, TPB) 即廣為各領域所使用。計畫行為理論以簡單而具有層次的邏輯解析行為意圖的形成，在採用行為的分析上別具意義；因此，本研究的第一個主要目的是在計畫行為理論的架構下，由影響行為意圖以及行為的各種因素構面之間的關聯，檢視農民對有機農法之態度的形成，並比較有機農民與慣行農民在態度形成上之不同。其次，考量農民對有機農法可能造成之經濟影響的看法可能與一般態度構面的影響程度不同，因此，同樣利用計畫行為理論的架構，本文擬檢視經濟考量及計畫行為理論各構面對於農民採用有機農法之影響效果差異。本研究的第三個主要目的在於探討農民採用有機農法對其經濟狀況是否有所助益。近來技術採用相關文獻的主要研究方向之一是技術採用對農民所產生的經濟影響，此類研究在比較採用新技術農民與未採用農民的經濟結果 (outcome) 時，不可避免的會遭遇計量上的自我選擇偏誤 (self-selection bias) 問題，因此直接比較並無法精確估算採用新技術對農民所產生的經濟影響。有鑑於此，Rosenbaum and Rubin (1983) 提出傾向分數法 (propensity score methods)；透過傾向分數法的應用，不僅可以成功解決技術採用的內生性問題，且能精確地衡量採用行為與經濟結果之間的因果關係。本研究擬利用 Rosenbaum and Rubin (1983) 所提出的傾向分數法以消除有機農民與慣行農民之間的系統性差異，再進一步衡量採用有機農法所為農民帶來的經濟影響效果。

富里鄉在臺灣有機農業的發展史上扮演著相當重要的角色，其中的學田村不僅有全臺首批從事有機稻作的農民 (花蓮區農改場，1995)，更由於羅山村為全臺第一個有機村，使得有機農業在當地得以蓬勃的發展。基於國內目前仍有許多農民不願從事有機耕作，富里鄉同時兼具有機與慣行農作的環境提供了形成有機農法態度與採用行為的一個良好研究場域，因此，本文選取花蓮縣富里鄉，以羅山有機村為主及其周圍的村鎮作為主要調查地區。透過本文的深入研究，可以提供農業主管機關以及各執行單位面對有機農業推廣之問題，如何化解農民對有機農業的疑慮、如何改變農民對有機農法之態度、如何制定合理的收購價格等之參考依據。

本文對相關研究領域的貢獻可分三方面說明。首先，在考量農民對於有機農法所持的態度時，本文納入農民之主觀行為控制 (perceived behavioral control)，藉此提出由於主觀行為控制涉及農民對有機農法施行難易度的判斷，因此亦為有機農法態度構面之一的觀點。本研究第一子題的分析過去在國內外文獻中未曾有過類似的討論，因此應可為相關研究帶來新的思考方向。其次，國外以計畫行為理論架構分析採用行為或意圖之文獻雖然為數眾多，但多數文獻將農民對於有機農法可能產生的經濟影響視為對有機農業的看法或行為控制，本文則將之視為計畫行為理論架構之外的另一影響構面，並嘗試藉由比較經濟考量與計畫行為理論各構面之邊際效果大小，檢視何者對於農民採用行為產生較大程度的影響。由於相對國外相關研究，國內文獻針對有機農法採用行為的分析相對不足，且多侷限於有機農法採用行為或行為意圖的統計分析（如陳源俊等，2010；王明好等，2011；吳明峰，2011 等），因此，本文將經濟考量由計畫行為理論的構面中獨立出來，並且針對有機農法採用進行經濟影響效果評估，應可補充國內外相關文獻之不足。再者，國外農業經濟研究鮮少利用傾向分數法衡量採用有機農法所為農民帶來的經濟影響；唯一的例外為 Mayen *et al.* (2010) 採用傾向分數配對法 (propensity score matching, PSM) 所做的分析。本文結合 Rosenbaum and Rubin (1983) 以及後續研究如 Dehejia and Wahba (1995; 2002)、Austin (2011) 以及 Guo and Fraser (2010) 等對傾向分數法的解讀，嘗試比較 Rosenbaum and Rubin (1983) 所提出之三種應用傾向分數估計平均試驗效果 (average treatment effect, ATE) 的方法，這在國內外文獻都是一項新的嘗試。

由前述研究目的，本文確立三項研究子題，並於各章節中分別加以討論。本文首先於本章第二節與第三節中，分別介紹有機農法的定義及發展過程，並概述富里鄉地理環境與有機稻米的產業發展。於第二章中，本文就過去有關技術採用以及有機農法採用的相關文獻進行整理及討論。本文則於第三章詳細說明第一與第二子題所使用的計畫行為理論以及第三子題所使用的傾向分數法，以為後續實證研究之理論架構依據。在第四章，本文介紹實際發放問卷進行調查之方法與問卷設計，並且說明初步的敘述統計結果。第五章為本研究三個子題個別的分析結果與討論；第六章則根據本文之訪問及量化結果提出對有機農法發展之具體建議。

第二節 有機農業的起源、定義及在臺灣的發展

一、有機農業的起源及定義

有機農業的出現，最遠可以追溯至近代世界發展史中農業生產方式的改變。歐洲大陸於 18 世紀開始工業革命，機器的發明使得人們的生活被徹底的改變；其中，罐頭與冷凍船運的出現使得原本容易腐爛的農產品得以密封或確保生鮮的方式進行長途輸送，農產品也因此進入了世界的貿易體系之中。在 19 世紀收割機發明之後，過往佃農收割的景象在西方國家漸不復見，農業機械的發展使得大農體制崛起，成為西方國家農業的主流生產方式。在 18 世紀 T. R. Malthus (1766-1834) 提出人口論之後，為了使成長飛快的人口得以溫飽，工業化時代下的農業發展即以追求高產量為目標。19 世紀末期，遺傳學之父 G. Mendel (1822-1884) 發展出遺傳定律，農業栽培方才得以科學方式培養適宜栽種的品種。1940 年代發明了化學農藥，並在第二次世界大戰結束後席捲全世界之農業生產，從此奠定了由農業機械、化學肥料、化學農藥及高產量品種 (high yielding varieties, HYVs) 所組成的近代農業體系 (郭華仁, 2012)。

在 1930 年代，奧地利人 R. Steiner (1861-1925) 提倡的生物動態性農業 (bio-dynamic agriculture) 想法，受到各界重視；其精神為視農場為獨立系統，並減少外來物質的投入。該農法認為應該尊重及利用農場內的各種生物，也強調無機質的影響。英國植物病理學者 A. Howard (1873-1947) 撰寫了《農業聖典 (An Agricultural Testament)》一書，該書對現今有機農業概念的影響極其深遠，其中一些觀念至今仍為有機農業之中心思想，如「土地、動植物與人類為一體，而且無法分割²」、「昆蟲與真菌並非植物罹病的真正原因，它們只攻擊不適合的品種或生長不良的作物³」。在亞洲，則有日本的岡田茂吉 (Mokichi Okada, 1882-1955) 及福岡正信 (Masanobu Fukuoda, 1913-2008) 提倡「自然農法」並身體力行 (福岡正信, 1975; 郭華仁, 2012)。

目前全球除了各國有機農法與自然農法的擁護者之外，推行有機農業最大的

² 原文為：“The health of soil, plant, animal and man is one and indivisible.”

³ 原文為：“Insects and fungi are not the real cause of plant diseases but not only attack unsuitable varieties or crops imperfectly grown.”

團體為有機農業運動國際聯合會（International Federation of Organic Agriculture Movement，簡稱 IFOAM）。IFOAM 是 1972 年於法國凡爾賽成立的一個組織，目前全球共有約 120 個國家，800 個組織隸屬其下，也與許多組織合作共同推行有機農業，如聯合國糧農組織（Food and Agriculture Organization of the United Nations，FAO）等。IFOAM 界定四項原則，這四項原則是全球推行有機農業的中心思想及目標界定之依據。

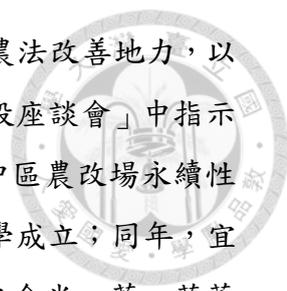
- （一）健康原則：「有機農業應當將土壤、植物、動物、人類及整個地球的健康做為一個不可分割的整體而加以維持與加強。」
- （二）生態原則：「有機農業應已有生命的生態系統和生態循環為基礎，與之合作、協調並幫助其持續生存。」
- （三）公平原則：「有機農業應建立起能確保公平享受公共環境和生存機遇的各種關係。」
- （四）關愛原則：「應以一種有預見性與負責任的態度來管理有機農業，以保護當前人類及子孫後代的健康與福利，同時也保護環境。」

IFOAM 也在此四項原則之下，建立了有機農業的明確規範：「有機農業是可以維護土地、生態系以及人類健康的生產體系。有機農業倚賴生態的演變進程、生物多樣性以及依各地狀況調適的循環系統，而非使用帶有副作用或負面效果的投入。有機農業結合了傳統、創新以及科學以利所有生命共享環境、增進公平關係並且提供好的生活品質⁴。」世界各國各個有機組織對有機農業的看法與定義均不偏離此四原則與定義。

二、臺灣有機農業發展概況

相較於歐美各國，臺灣的有機農業發展較晚。在 1987 年的中華農學會年會中，學者提案在臺灣進行有機農業之研究；1988 年，高雄區農改場主動擬定五

⁴ 原文為："Organic Agriculture is a production system that sustains the health of soils, ecosystems and people. It relies on ecological processes, biodiversity and cycles adapted to local conditions, rather than the use of inputs with adverse effects. Organic Agriculture combines tradition, innovation and science to benefit the shared environment and promote fair relationships and a good quality of life for all involved."



年計畫，在旗南分場進行有機農業可行性的研究，試圖以有機農法改善地力，以增進作物產量與健康；翌年，中央主管機關農委會在「農業建設座談會」中指示未來將發展有機農業。1991年，臺中區農業改良場成立「臺中區農改場永續性農業研究小組」；1993年底，中華永續農業協會在國立中興大學成立；同年，宜蘭縣有機農業協會成立。1996年，省農林廳訂定四類作物，包含米、茶、蔬菜及水果等作物之有機栽培執行基準，輔導耕作面積131公頃，自此之後，全台的有機耕作面積逐年增加。到了1999年，農委會公告實施「有機農產品生產基準」、「有機農產品驗證機構輔導要點」與「有機農產品驗證輔導小組設置要點」，對於有機生產的驗證機構訂定規範，民間的有機驗證機構也自此開始逐漸增加。2001年起，民間機構除有機米外，可以辦理有機農產品的驗證工作；到了2002年，有機米產銷班的驗證工作亦交由民間驗證機構辦理。民間團體部分，美育基金會在1990年與日本MOA合作成立台灣最早以推動自然農法為目標的基金會（郭華仁，2012；有機農業全球資訊網）。截至目前為止，臺灣已通過的有機驗證機構有美育基金會、台灣省有機農業生產協會、中央畜產會、曄凱檢驗公司、臺灣寶島有機農業發展協會、國立成功大學、國立中興大學、環球驗證公司、和諧有機農業基金會、慈心有機驗證公司、采園生態驗證公司、臺灣茶協會與中華驗證公司；除中央畜產會以外，其餘的驗證機構之核准驗證範圍均為農糧產品及農產加工品。中央畜產會則為目前唯一核准負責畜產品有機驗證之驗證機構。

臺灣有機水稻歷年耕作戶數與面積的變化見表1-1。在表1-1中，有兩個觀察重點。首先，由面積成長率可以發現，在政府大力的推廣下，有機水稻的栽種面積在有機產業發展之初有相當快速的成長，但成長率的起伏波動也較大。在經歷初期發展的波動後，於2007-2012年間呈現持續且穩定的成長。表中另一重點是種植戶數與種植面積變化的關係，在2004-2009年間，種植有機水稻之戶數約為500戶上下，但種植面積卻仍持續地成長，這現象可能原因為以農民產銷班集體申請驗證之故，導致產銷班班員增加，但驗證機構公布之戶數卻維持在差不多的水準。

第三節 研究地區簡介

一、富里鄉的環境



富里鄉位於花蓮縣南端，地理位置處於花東縱谷中南段。富里鄉東西兩側各有海岸山脈與中央山脈為天然屏障，兩山平行走向使得中間形成狹長的南北向縱谷平原，東西向寬約三至四公里左右；中央山脈側緊鄰花蓮縣卓溪鄉，翻越海岸山脈後則可抵台東線長濱鄉。富里鄉內約有一半的土地為海拔 300 公尺至 1,000 公尺之間的中高海拔丘陵地，1,000 公尺以上的高山約佔全縣土地十分之一。由於富里鄉地勢呈東高西低與南高北低之勢，地勢陡峭，因而使得鄉內可供開墾的土地有限。根據花蓮縣政府於 2012 年發布之資料，富里鄉轄內總面積共 17,637 公頃，已登錄土地面積達 16,117 公頃，其中，林業用地佔 7,300 餘公頃，其中約 7000 公頃為公有地，顯示富里鄉境內不適合開墾的山林面積廣闊。富里鄉之農牧用地約 6,500 公頃，其中 2,800 公頃為公有地，3,600 公頃為私有地，可耕地面積為 3,262 公頃。農牧用地總計超過富里鄉土地面積的四分之三，顯見農牧生產為富里鄉的主要生產事業。

臺灣東部的主要河流—秀姑巒溪，自縱谷平原中由南向北流，沿途兩山脈有許多支流沿山勢而下，灌注至秀姑巒溪中。秀姑巒溪主流兩側有沉積平原區，當地人稱為「溪埔仔」；溪西多為河流沖積傘形成之段丘⁵，東邊的各個支流的溪谷之間，則有沉積之埔地⁶，多零亂且狹小。

富里鄉轄內的行政區共劃分為 13 個村，如圖 1-1 所示，分別為吳江、東里、萬寧、新興、竹田、羅山、明里、石牌、富里、永豐、豐南、富南及學田。村下共有 259 個鄰，但由於人口外流，許多鄰里已無人居住。前六村在鄉內稱為「上六村」，後七村則稱為「下七村」；富里鄉內各村幾乎都是由許多小聚落所組成，因人數不多，大都不能形成較大的街肆。目前只有東里與富里兩村有較複雜的街肆型態，有較多店鋪、政府組織及商業機構，其餘仍屬散村，僅因社會變遷使得聚集人口較過往集中。東里與富里兩村則分別為上六村以及下七村的交通、生活

⁵ 原為類似台地之地形，受河流沖蝕，日積月累形成河谷間的連段丘陵地形。

⁶ 一般河流轉彎外側會產生向外沖蝕之力道，在另一側則將上游所挾帶之泥沙堆積，形成新生之河畔平地，稱為埔地。

中心；但根據本研究訪查結果，由於現代公路交通方便，且富里村為鄉治所在，目前富里鄉民，特別是居住於竹田村以南者，處理許多事務都選擇前往富里村，過往上六村與下七村的分野已逐漸改變；而竹田村也因聚落密集且位於省道旁，有較多商店與住家聚集，成為富里鄉中部的生活中心。富里鄉各村面積統計如表 1-2 所示，鄉內以豐南村及羅山村為最大二村，而富里村與明里村面積較小，有關各村農業生產狀況將於下一小節詳述之。

目前富里鄉面臨嚴重的人口外流問題，登記現有住戶數僅 4,000 戶，人口 11,667 人。人口以 15 至 64 歲之間的壯年人口為大宗，約有 67%；年齡低於 15 歲之孩童約 13%，其餘為老年人口。富里鄉從事農牧業戶數約 1,600 戶，佔總戶數之四成；人數約 5,500 人，表示在總人口中，有超過一半的富里鄉民從事農牧業。

二、富里鄉的農業生產環境

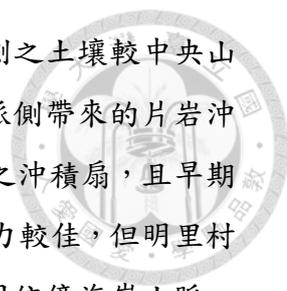
在日治時期，富里鄉即以農業為主體產業，以農業生產作為經濟發展之基礎。光復後，根據富里鄉誌，可將富里鄉農業發展約略分為四個階段。1952-1963 年間為經濟提振期；在這段時間，政府一方面進行土地改革等措施，一方面提高農地單位面積產量，並進行品種改良、推廣使用肥料及農藥等現代化耕作方式。1963-1974 年間為發展停滯期；此時期農業生產逐漸飽和，但政府對稻米採管制及低價政策，造成農民的所得偏低，又由於城市工商業的發展，農業人口逐漸移出富里，因此富里鄉農事工資開始上漲，政府於是推動農業機械化與農地重劃，以降低農民生產成本。1975-1991 年間則為扶植輔導期；農業生產條件由於工商業的發展急遽惡化，政府開始加強農村的公共建設，如推動社區發展、開闢產業道路、興建水利設施等，以改善農業生產條件，並開始實施保價制度收購稻米與玉米等，同時獎勵水旱田休耕與轉作。1991 年以降，為了紓解國際化的影響，政府輔導成立各個產銷班，推廣集團經營，並倡導休閒觀光與精緻農業。由富里鄉的農業發展過程可知，富里鄉的農業生產過程與全臺灣多數的農村相同，皆受到臺灣經濟發展的進程影響，而過往的政策則共同決定現今富里鄉農業生產的風貌。

富里鄉的農業生產以水稻為主。根據 2012 年花蓮縣政府公布的統計資料，



水稻種植面積達 4,878 公頃，年產量達 22,657 公噸，於花蓮縣中僅次於生產面積較大的玉里鎮；其中，主要稻作為蓬萊稻，種植面積約 4,500 公頃，產量約 20,000 公噸。富里鄉內各村的農業生產環境主要受當地地形及水文而定，水旱田區多分布在 300 公尺下的溪畔或丘陵間，是富里鄉最重要的耕作區。吳江村中由於丘陵面積多，可耕地面積僅約 635 公頃，且水田面積有限，農民於旱地多種植果樹。東里村與萬寧村擁有廣大的秀姑巒溪沖積扇，且兩村交界處有秀姑巒溪的主要支流—阿眉溪，因此兩村具備水稻的優良生長條件；其中東里村內適於種稻之面積約占五分之三，萬寧村則約有 160 公頃之良田。新興村地形較多丘陵，全村於海拔 300 公尺以下區域約五分之二，並有馬加祿溪流經村中，帶來肥沃土壤，水田面積約 180 餘公頃。竹田村地形與新興村相似，南端與羅山村接壤的九岸溪亦為秀姑巒溪的主要支流，且竹田村雖地貌多丘陵，但由於坡度較緩，且水土條件對於生產水稻極為合適，因此多開闢為梯田栽種水稻。目前竹田村內主要水稻產地以秀姑巒溪側之埔地，以及省道台九線以東之丘陵地為主；此外，該村東北側的六十石山為富里鄉金針的主要產地。羅山村面積遼闊，但村中多山，水田面積僅 60 餘公頃，但由於水土條件良好，且環境獨立，目前已被政府規畫為有機村。石碑村位於鄉治富里村旁，田地除了分布於秀姑巒溪旁之埔地，在省道以東的丘陵後方谷地亦有許多水田的分布，但近年來由於富里村的都市計畫，石碑村亦被納入其中，未來都市計畫的發展可能造成石碑村產業及村民生活結構的改變。明里村位於秀姑巒溪以西，中央山脈的山腳下，村內土地雖坡度不大，但由於多為礫石地，田地較少，僅分布在地勢較低的地區及臺東縣卓溪鄉內的崙天溪下游附近。富里村為鄉治所在，面積狹小，目前居民多從事商業。永豐村與豐南村互相接壤，為鄰近海岸山脈的山中平地，兩村旁環繞秀姑巒溪的主要支流—驚溪，而豐南村以東即國家森林保留區。永豐村與豐南村聚落與田地均位於驚溪所沖積或切割之段丘與台地上，永豐村水田面積達 150 公頃，而豐南村則因靠近深山，田地較少，多以旱作作物如玉米、水果等為主。富南村位於富里鄉南端，村內山勢不高，地勢平緩，水田集中在西北側。學田村面積不大，面積僅約 5.2 平方公里，但地勢平坦，全區均為水田；又該村於 1996 年進行農村整建，聚落格局方正且規劃完善。

農業栽培相當注重土壤的特性。由於富里鄉東西兩側山脈的土壤性質不同，



也影響了各村的農業發展。整體而言，秀姑巒溪東邊海岸山脈側之土壤較中央山脈側肥沃。在秀姑巒溪西側的明里、學田兩村的土質為中央山脈側帶來的片岩沖積土及礫石地，屬貧脊的砂礫質土壤。學田村尚因為秀姑巒溪之沖積扇，且早期農民開墾時有自秀姑巒溪以東搬運土石作為土方整地，因此地力較佳，但明里村則無。富南、富里、石牌、竹田、新興、萬寧、東里、吳江等村因依傍海岸山脈，大部分的表土由海岸山脈側，秀姑巒溪的各個支流沖積而下，地力較佳；其中，海岸山脈中的黑色土為富里鄉內最肥沃的土壤，分布於永豐村及豐南村的大部分地區，羅山村社區一帶、竹田村之源和、埔頭一帶及新興村馬加祿一帶等，少數分布於富南村。在氣候上，富里鄉年均溫在攝氏 17 至 22 度間，一期稻作主要農耕期之二月均溫 17.3 度，二期作主要耕作期之八月為 27.8 度，年降雨量 2,000 至 2,500 公釐，雨量集中夏季，二月降雨量僅約 55 公釐，八月平均約 190 公釐，每月日照時數約 86 小時，二月份約 42 小時，八月份約 158 小時；夏季時有颱風侵襲，對農作物生產造成相當大的損害。

三、富里鄉有機農業的發展

富里鄉有機農業的推廣約開始於 1995 年。當時的省農林廳試行推廣有機生產，花蓮農改場配合推廣有機農業，選定區內數個據點與農民配合進行試作。當時農改場提供大量的補助，使農民有意願嘗試使用有機農法，而田地位置多在學田村（今富里鄉有機米產銷班第一班）。2002 年，當時花蓮農改場嘗試以集村的方式發展有機農業，在評估之後選定花蓮縣富里鄉羅山村，並在農委會及農改場的輔導之下，成立「羅山村有機農業推動委員會」，社區目標以「三生」為概念，至此富里鄉的有機農業因羅山有機村的成立而打響名號。

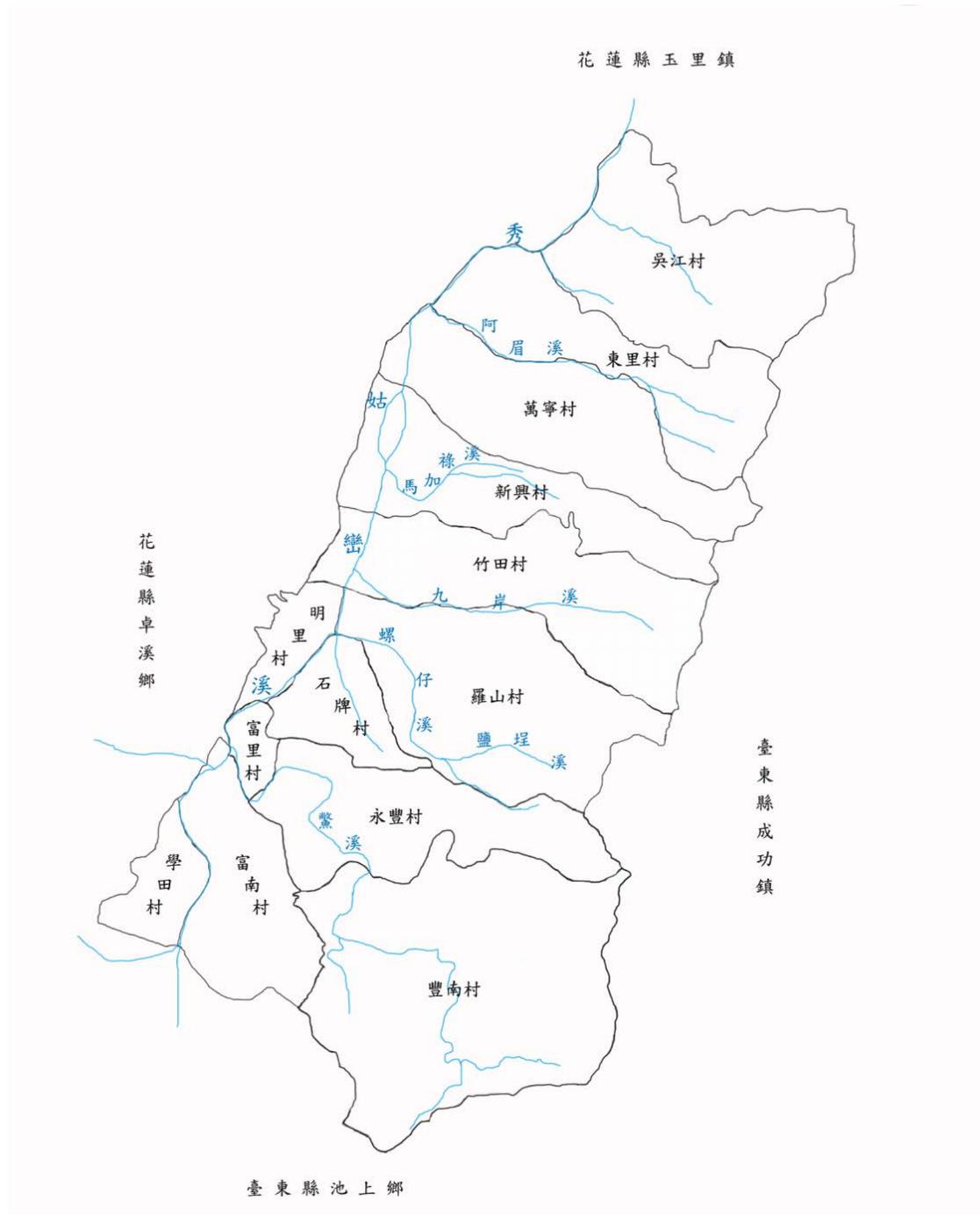
目前富里鄉的有機農業區主要集中於富里鄉的南部，自富里村周圍延伸，以南有永豐村、豐南村及學田村，以北則有石牌村、羅山村與竹田村。這樣的分布是由於發展有機農業的環境條件較高，汙染越少越符合從事有機農業的條件，因此在七個村中，施行有機農業的田地多位於山邊或較為隔離之處。

產銷班是富里鄉農產品生產的重要組織，有機米的生產亦同。在各有機米產銷班中，第一班為最早開始有機農業的產銷班，位於西南端的學田村。該班目前自有機器設備，已建立自己的品牌，同時經營良質米與有機米，並且自產自銷。



第二班是目前參加人數最多、登記面積最大的有機米產銷班；且在農會的輔導下陸續建置了碾米工廠、購置大型機具等，並成立自有品牌進行銷售。目前第二班合作農民超過 150 位，且耕作面積與參加農民仍逐期增加中。第四班為農委會於 2002 年所推動的羅山有機村，第十八班為近 10 年來富里鄉農會於竹田村水源處推動的產銷班，目前這兩村的有機農民大多均與農會維持契作關係。

富里鄉不論有機米或慣行生產之良質稻米在品種上多選用高雄 139 號，而農會訂定的稻穀收購價一般也被各米廠用作訂定收購價之參考。由於農會與米廠間幾無價差，因此農會輔導的第四班與第十八班的農民大多仍維持與農會契作的關係外，其餘農民則多將稻穀交由各米廠，通常由農民習慣或與米廠的交情決定，慣行農民所生產之稻穀亦如是。目前有機農民仍需擔心有機稻穀與一般稻穀混雜，所生產之稻穀多交給固定米廠。富里鄉農會稻穀收購價見表 1-3。



資料來源：本研究繪製。

圖 1-1 富里鄉行政區與水系簡圖

表 1-1 臺灣有機水稻歷年耕作戶數與面積

年度	戶數	有機水稻耕作面積變化趨勢		
		耕作面積 (公頃)	增加面積 (公頃)	面積成長率 (%)
1996	-	61.5	-	-
1997	-	238	176.5	286.99
1998	-	302	64	26.89
1999	-	466	164	54.30
2000	-	596.27	130.27	27.95
2001	-	493.39	-102.88	-17.25
2002	-	609.04	115.65	23.44
2003	-	600	-9.04	-1.48
2004	507	743.67	143.67	23.95
2005	503	697.42	-46.25	-6.22
2006	456	704.02	6.6	0.95
2007	462	842.46	138.44	19.66
2008	497	949.43	106.97	12.70
2009	493	1084.80	135.37	14.26
2010	613	1316.93	232.13	21.40
2011	693	1653.62	336.69	25.57
2012	856	2006.89	353.27	21.36
2013	870	2058.97	52.08	2.60

註 1：「-」表示無資料。

註 2：面積成長率計算方式為「(本年度面積-前一年度面積) / 前一年度面積」。

資料來源：有機農業全球資訊網與本研究整理。

表 1-2 富里鄉各村面積統計

村別	總面積（公頃）	佔全鄉總面積比例（百分比）
吳江	1,588	9.86
東里	1,547	9.60
萬寧	1,590	9.87
新興	1,540	9.56
竹田	1,520	9.43
羅山	2,518	15.63
石牌	482	2.99
明里	422	2.62
富里	140	0.87
永豐	1,380	8.56
豐南	3,518	21.83
富南	870	5.40
學田	520	3.23

資料來源：富里鄉誌（張振岳編，2002）與本研究整理。

表 1-3 富里鄉農會稻穀收購價格

單位：新台幣元

容重量 （公斤／千公斤）	良質米			有機米
	濕穀	肥料補助	合計	
600 以上	1,500	100	1,600	2,000
580 以上	1,450	100	1,550	1,950
560 以上	1,400	100	1,500	1,900
540 以上	1,350	100	1,450	1,850
539 以下		另議		另議

註：容重量指一公升容量之稻穀所含重量。

資料來源：富里鄉農會與本研究整理。

第二章 文獻回顧



針對本文的研究目的，本章回顧過往有關技術採用及有機農法採用的文獻。首先呈現有關「採用」一詞的相關討論，接著回顧過往技術採用文獻所關注的重點，並由不同研究之切入點，更進一步回顧有機農法採用的相關文獻，以整理各研究的發現，作為本文實證結果之參考依據。

第一節 技術採用相關文獻

一、採用的定義

對於「採用」一詞的定義，學界至今尚無一個較為確切的界定。在 Feder *et al.* (1985) 之前的研究，對於創新 (innovation) 採用的定義多由資訊傳遞 (Rogers, 1962; Schultz, 1975) 及整體採用 (aggregate adoption) 的程度來區分；Rogers (1962) 則認為，採用是「一種個體由首次聽聞創新技術到最後採用的心理過程。」⁷然而，此種定義對於研究者而言仍不夠明確。Feder *et al.* (1985) 認為採用之定義應依新技術的形式區分為可分離及不可分離兩類。可分離創新技術如高產量品種、新的投入等，其中包含許多組成，可先採用少部分；不可分離創新技術則如農業機具等，僅能區分採用與否，無法只採用小部分。對於個體農戶而言，前者應考慮其採用的程度，而後者則為採用與不採用的二元選擇；但由整體的角度來看，則需將採用視為一個連續的過程，考慮採用的比例或面積等連續性的觀察值。Feder and Umali (1993) 接續整理 Feder *et al.* (1985) 的技術採用相關文獻，提出創新為在主觀或客觀認知有不確定性的情形之下，改變生產函數的技術因子。Feder and Umali (1993) 並延續 Feder *et al.* (1985) 將技術採用區分為個體層級及整體層級；在個體層級下，研究者考慮的是決策者是否採用及採用的強度，因此這類研究多半探討影響技術採用之因素；整體層級則討論產業中的多數決策者，探討他們在技術的擴散循環 (diffusion cycle) 中所扮演的角色。

⁷ 原文為：“the mental process an individual passes from first hearing about an innovation to final adoption.”

二、早期的文獻討論（70 年代至 90 年代早期）

在農業經濟領域，技術採用是被廣為討論的研究議題；此類議題又因在不同的時代背景下而有不同的演變趨勢，使得討論的範疇與重點有所不同。Feder *et al.* (1985) 對於有關技術採用的文獻做了詳盡且有系統性的整理。在該文之前，學界多關注全球農業綠色革命的主要對象—低度開發國家（less developed countries，LDCs）的農民，並著重於檢視農民是否採用高產量品種、抗蟲害的品種及機械化等。許多早期文獻採用的分析架構是利用個體經濟理論中的生產函數，或考慮生產者的預期效用（利潤）最大化行為，將所得、投入價格等因素列入考量。預期效用函數的設定主要是根據農民在一連串新技術及舊技術之間的選擇，而農業生產環境在許多研究中被設定為風險的來源，其他可能造成風險的因素則還包含勞動市場、信貸問題、土地取得等。由前述設定，研究者得以推導出某耕作期的短期最適解，並在作物收成後將在該耕作期中得到的新資訊（如價格、收成）納為新的資訊來源，衡量下一耕作期的農民行為，以此方法可以推導出前後期相關的動態行為方程式（如 Lindner *et al.*, 1979; Kislev and Shchori-Bachrach, 1973 等）。在早期研究中，部分學者已經開始利用靜態模型將不確定性、資訊不完全、農場的環境條件或生產風險等（Welch, 1970; Hiebert, 1974; Feder, 1980; Just and Zilberman, 1983 等）納入考量。農場大小、資訊取得與運銷成本也是學者討論的重點，而在資訊取得與運銷成本的考量下，農場也會在採用新技術時設定一最小農場規模，以達到合理的規模經濟效果（Just *et al.*, 1980; Feder and O'Mara, 1981）。部分學者以貝氏理論（Bayesian theory）討論比較靜態或是考慮時間的模型，如 O'Mara (1971) 衡量採用的結果是否會影響農民決定的事前機率（prior probability）；Lindner *et al.* (1979) 則試圖表達農民一開始獲得新技術資訊的時點到實際採用之間的時間。Lindner (1980) 延伸先前的討論，嘗試將新技術的採用分為兩個時期：新技術的出現到察覺新技術及察覺新技術到實際使用新技術；另有一些研究則針對整體採用討論擴散曲線，如 Feder and O'Mara (1982)、Cochrane (1958)、Rogers (1969) 與 Mansfield (1961) 等。

Feder and Umali (1993) 回顧 10 年內文獻，指出除了對高產量品種的討論之外，也開始有學者對於違反經濟學假設的市場不完全競爭，或生產決策與消

費決策做了相關的討論，此類文獻如 Lopez (1986)、Pitt and Rosenzweig (1986) 及 Singh *et al.* (1986) 等。另有部分研究著眼於價格預期及學習對於技術採用的影響（如 Rosenberg, 1976；1982；Kislev and Shchori-Bachrach, 1973；Feder, 1980；Just and Zilberman, 1983；Stoneman and Ireland, 1986；Feder and O'Mara, 1982；Tsur *et al.*, 1990）。在 Feder and Umali (1993) 回顧之文獻中，考量二元變數的選擇時多使用 logit 或 probit 模型，若考慮強度則使用 Tobit 模型。

本文由以上兩篇回顧文獻整理出早期文獻的主要特點：首先，採用決定具二元（即採用／不採用）特性；其次，多數研究將生產者視為價格接受者，然而，實際上農民可能會因價格效果而影響其採用決定（Falcon, 1970）。此外，可以發現早期的研究多僅考慮經濟面的因素，並未對農民態度有所著墨，但隨時間經過，農經領域的學者也開始探討除了經濟因素以外，其他的影響因素；其中，將於下節介紹之有機農法採用的文獻則反映了近年來全球農業的發展趨勢。

第二節 有機農法採用之相關討論

有機農業的概念雖然已被提出多時，但有機農法在世界各國成為一種被大眾接受的生產方式仍為較晚近之事，因此探討農民採用有機農法的文獻也從 90 年代左右才開始逐漸出現。Padel and Lampkin (1994) 與 Padel (1994) 整理了過去有關有機農法採用之研究結果，並指出農民是否採用有機農法會受到農民的特徵、動機以及障礙等因素影響。農場規模越小，農民採用的機會越高，而隨著越來越多農場採用，有機農法的平均大小也逐漸增加中。有機農民之學歷與年齡平均而言都較一般農民高，且許多有機農民來自都市，耕作經驗也較少。農民採用有機農法的動機則包含關心家人健康、愛護大自然（如維持地力、愛護動物等）、生活形式的選擇，以及經濟考量；採用有機農法的障礙則包含對有機農法的看法、對市場的考量、制度問題（如取得貸款、驗證等）。許多研究也驗證了以上看法。Rigby *et al.* (2001) 整理過往文獻並指出 Lockeretz (1995) 與 Lipson (1999) 的研究結果也部分證實 Padel and Lampkin (1994) 與 Padel (1994) 的結論。

有機農法採用文獻與過去有關技術採用的討論較不同之處在於，以往技術採

用文獻多著重於經濟層面考量，許多近期的文獻則沿用行為經濟學或心理學等領域的分析方式，並將農民的態度、社會規範等影響因素納入討論範圍。利用 logistic 與多項 logistic 迴歸分析有機農法採用的文獻中，Burton *et al.* (1999) 首先發現，英國的有機農民與慣行農民除了性別、年齡以及農場規模等有顯著不同之外，也發現了非經濟面考量對有機農法的採用產生顯著的影響。該文並指出，取得認證之有機農民與未取得認證的有機農民之間存在顯著不同，並提醒後續之研究應有所區隔。

由於相關文獻為數眾多，本節於回顧有機農法採用相關文獻時，依以下架構呈現。首先，彙整過去研究有關有機農法採用或採用意圖之影響因素，並檢視各因素是否有一致的影響效果；其次，回顧探討有機農民與慣行農民之間差異的文獻，並討論過去文獻針對哪些農民子群體以進行進一步比較；最後，本節簡要說明過去文獻所使用的分析方法以及實證模型。

一、有機農法採用或採用意圖之影響因素彙整

回顧過去文獻可以發現，文獻中所討論影響採用決策或意圖的因素可彙整為四大類，包括農民與農場特徵、資訊取得、地域關係以及態度與看法。在農民與農場特徵部分，由於過去有關技術採用的文獻已將農場特徵及農民特徵做了相當完整的探討，因此在採用有機農法的相關文獻之中，此類因素較少成為討論重點，但卻多被視為蒐集資料時的必要問項。農民與農場的特徵變數包括年齡、學歷、性別、農地面積、農場位置、距離都市遠近等，有些研究甚至將農場海拔、農地的地力狀況等自然或物理條件(如 Genius *et al.*, 2006; Argilés and Brown, 2010; Khaledi *et al.*, 2010) 納入考量。

在不同研究中，特徵變數對採用行為或意圖的影響並未獲得一致的結果。如 Khaledi *et al.* (2010) 及 Kallas *et al.* (2010) 的實證結果發現年齡會對採用機率產生顯著的負向影響，而 Burton *et al.* (1999) 與 Läpple and Rensburg (2011) 則發現採用有機農法之農民有較年輕的現象；然而，Bolwig *et al.* (2009)、Tiffin and Balcombe (2011) 與 Uematsu and Mishra (2012) 等研究發現年齡並無顯著的影響。教育程度方面，Burton *et al.* (1999) 與 Läpple and Rensburg (2011) 發現有

機農民的教育程度顯著高於慣行農民，但在 Tiffin and Balcombe (2011)、Mzoughi (2011) 與 Läpple (2011) 等人的研究中，教育程度並未造成統計上顯著的差異。農場大小與農場位置則視各研究考量之地區而有所不同，如 Zingg *et al.* (2011) 對瑞士的案例研究即呈現不顯著之結果；但 Läpple (2010) 利用愛爾蘭的畜牧業資料，則發現牧場較大者採用之機率較低。這些研究的結果可能由於研究地區、產業的不同或研究考慮的變數組合不同而有所差異，目前並未獲得一致的結論。

部分文獻由較為不同的切入點探討農場與農民特徵。Zingg *et al.* (2011) 整理文獻發現，過去研究多由農民受到自然環境影響以及個人態度的角度解釋農民採用行為。該研究將此架構擴充，由自然環境塑造當地的生產條件，而個人態度則受到社會環境影響，社會環境又由眾人的知識、鄰近農民的意見以及新技術的傳播所決定的觀點出發，結果發現擁有產量較高土地的農民採用有機的可能性較低，而大力推廣旅遊及當地居民對環境的意識則會對採用有機農法形成正向的影響。在 Finger and Lehmann (2012) 針對瑞士農民的調查資料之研究中，除了考慮農民及農場的特性，較特別的是該文將農場的海拔列入考量，並發現在地勢較高的坡地或地力較差的地區，農民會傾向使用集約的耕作方式 (extensive agriculture)，而越專業的農民採用有機農法生產的機率則越低。

除了基本特徵以外，農民的資訊取得能力與對資訊的看法也在 2000 年後逐漸成為關注焦點。Dimera and Skuras (2003) 與 Genius *et al.* (2006) 將資訊取得視為農業新技術實際採用的前置階段。Dimera and Skuras (2003) 首先由採用之定義及假設開始討論，認為不採用的理由有二，分別為未獲得相關資訊，或是知道相關資訊但未採用。Dimera and Skuras (2003) 設計了一個單一觀察結果 (採用或不採用) 下的兩階段採用決策過程，稱之為部分觀察模型 (partial observability models)。模型的第一階段為「覺察」(awareness)，代表農民在聽說新技術的相關訊息後，為求增加收益的折現值而主動尋求更多資訊，依此建立第一階段之雙門檻 (double-hurdle) 模型，分別為「聽說新資訊」與「主動蒐集資訊」；而第二階段則為利潤或效用最大之階段。Dimera and Skuras (2003) 得到的結果與傳統二元變數模型 (bivariate model) 相仿，但提供了更多資訊。該文 probit 模型中的「年齡」變數估計係數為負號，但並未達統計顯著，而在部分觀察模型下則

為顯著。由於「年齡」變數在第一階段為負向影響，第二階段則為正向影響，代表農民於取得資訊的不同階段中，年齡扮演著不同的角色。Genius *et al.* (2006) 預期資訊會影響農民的配置能力，並進一步影響其採用有機的決策；此篇研究雖然著眼點與 Dimeras and Skuras (2003) 不同，但在模型的設定上相當類似。

Dimeras and Skuras (2003) 及 Genius *et al.* (2006) 有一共同的發現，就是資訊取得對於農民採用有機農法的決策存在顯著的影響效果，因此，近期的相關文獻雖然未必使用與 Dimeras and Skuras (2003) 及 Genius *et al.* (2006) 類似的架構，但在實證分析時均嘗試將農民資訊取得難易與來源納入考量；但如同基本特徵變數的結果，各研究有關資訊取得對於農民採用有機決策的影響效果並不盡相同。舉例而言，Läpple (2010) 發現資訊取得對於農民採用有機農法之行為並無顯著影響，但 Tiffin and Balcombe (2011) 則發現資訊的取得對於採用有機農法存在統計上顯著的負面影響，而 Genius *et al.* (2006) 則發現統計上顯著的正面影響。

數篇文獻探討採用有機農法的地域關係。Lewis *et al.* (2011) 發現有機牧場的分布似乎有地域上的特徵可循，因此該研究利用來自有機驗證機構的資料，針對美國威斯康辛州西南地區內之同地區鄰近牧場採用有機農法的行為，探討是否會降低農民學習新農法時的固定成本並進而減少採用有機農法的不確定性，因此影響農民採用之決定。作者發現在該地區有機牧場之分布情形隨時間而顯現出群聚的成長。該文特別之處在於將農民的學習成本與鄰近地區有機農民做一連結，並以附近的有機農民人數作為代理變數，檢視是否鄰近農民的行為會透過減少學習的固定成本來影響農民採用之決策。Lewis *et al.* (2011) 採用 Dixit and Pindyck (1994) 發展的架構以及空間計量模型的方法，結果發現，地區性的外溢效果 (spatial spillover) 會影響農民是否採用有機的決策，而在越多牧場群聚且一開始採用有機農法者越多之處，其模型預期的新進有機農民人數會越多；但此篇文章並未討論農民的態度與看法，且其研究較偏向影響有機農法整體採用率之因素。

不同於 Lewis *et al.* (2011)，花蓮區農改場研究人員陳源俊等 (2010) 之研究則針對花蓮縣富里鄉羅山村周邊的四個村莊 (竹田村、永豐村、豐南村及石牌

村)，探討在羅山村成功發展為有機村之後，四村居民對於自己所居住的村是否要成為有機村的想法，以了解在各村發展有機產業應如何推動。陳源俊等(2010)實證上使用結構方程式模型 (structural equation model) 以了解各研究村落內之農民對有機農法的認知、情感與行為三者間的關聯。該文假設認知正向會影響行為、認知正向會影響情感且認知會透過情感正向影響行為，結果發現有機村帶來的好處如觀光休閒、知名度等為居民認知構面中的主要組成。此外，四村的農民雖然對於經營有機不甚有把握，但對於自己居住村莊的自然環境、人文特色等則為構成該研究情感構面的主要組成。

態度與看法原是社會學與心理學領域之討論重點，但在 Lynne (1995) 與 Lynne *et al.* (1995) 討論幾種行為科學的方法及計畫行為理論在技術採用範疇的應用後，越來越多的經濟學者注意到態度對於採用行為的影響，而態度亦逐漸成為農業經濟學者在討論技術採用時的重點；如 Burton *et al.* (1999) 有關非經濟因素對有機農法採用行為影響之探討。目前大多文獻皆會試圖將態度納入研究架構之中；許多實證研究也發現，農民對環境保育的態度越正向，其採用有機的可能性越高。此外，採用的決策也會受到其他社會角色給予壓力所影響 (如 Kallas *et al.*, 2010; De Cock, 2005; Darnhofer *et al.*, 2005 等)。

Kallas *et al.* (2010) 對西班牙卡塔隆尼亞 (Catalonia) 地區的有機及慣行農場進行面訪。面訪內容包含農民對於環境及經濟的態度、農民的目標、農民及農場特質等，並採用存續期分析 (duration analysis, DA)，但先以主成分分析法 (principle component analysis, PCA) 合併態度面的問項，利用分層分析 (analytical hierarchy process, AHP) 得到在各受訪農民間有相同比較基準的目標相對權重，再將主成分分析法與分層分析得到的結果及其他變數放入存續期分析中，並以農民由知道有機到實際採用之時間做為依變數。Kallas *et al.* (2010) 發現，新進農民及風險偏好者較有意願保護環境並改進該地區的就業狀況，而其他如資訊取得、農場大小及位置等因素也都會影響農民的採用決定。De Cock (2005) 亦以計畫行為理論為基本架構，探討農民在採用有機農法時，是否會受到自己主觀認知的社會壓力以及其所認為的有機農業可行性所影響。該研究對比利時的牧場進行調查發現，就態度面的問項而言，兩種農民對於每個問項都呈現顯著的不同，

而社會壓力也對兩種農民產生不同的顯著影響。

部分學者由交易成本 (transaction costs) 的角度討論有機農法的採用行為。Khaledi *et al.* (2010) 利用加拿大的調查資料，試圖找出採用有機農業之因素，該篇文章考慮了交易成本對於完全採用或部分採用的影響。Khaledi *et al.* (2010) 實證上使用 Tobit 模型，並參考 Kuminoff and Wossink (2005) 的方法，以市場價格及農民接收到的價格計算交易成本；結果發現交易成本確實會對完全採用及部分採用造成影響，而交易成本越高，採用者越少。

除了將經濟狀況的改變視為採用有機的後果之外，另有許多研究試圖比較不同子群農民的差異，由不同的角度切入有機農法相關的研究之中。Läpple (2010) 以開始採用到放棄採用所經過的時間為主題，除了討論何種因素會影響農民採用有機農法，也討論農民放棄有機農法的原因；此類研究主題在過去較少為人注意。Läpple (2010) 利用存續期分析建立兩種模型，分別衡量進入有機農業及放棄有機農業之影響。結果發現，在牧場中有較高單位牲畜數的牧民較不傾向於放棄有機農法，且風險趨避的農民較不可能採用有機農業。該文亦發現，表達出對環境關切的農民比較有可能採用，且採用者也較不易放棄。在經濟因素上，獲利性較高的農民較不可能採用有機農法，而在政府採用所得給付 (decoupling payment)⁸ 的政策之後，採用有機農法的意願增加。Läpple (2010) 發現，採用有機農法的時間因素不論在進入或退出有機農業均有顯著影響，農民最有可能在從農的首年進入有機農業，而放棄最可能發生在採用有機之後的第五年 (該文研究地區規定畜牧業有機轉型期為五年)。

Darnhofer *et al.* (2005) 利用人類學家發展出的民族決策樹模型 (ethnographic decision-tree model) 對農民進行質性調查。該模型利用人類學的田野調查技巧來區分不同的決策類型，並將調查農民分為五類：執意慣行 (committed conventional)、務實慣行 (pragmatic conventional)、有環境意識但並非有機 (environmental-conscious but not organic)、務實有機 (pragmatic organic) 及執意有機 (committed organic)。其中，執意慣行農民對於慣行農業可以帶來的經濟收

⁸ 所得給付是一種經常使用的農業政策，為直接給付的一種，直接將補助金額依照農地規模或對作物收成量多寡補貼予農民，又可細分為變動給付予固定給付兩種。

益相當確定，且不認為有機產品對於健康、社會等較好；務實慣行農民則是因為風險考量，擔心轉換為有機農法後經濟收入減少。有環境意識但並非有機者則組成較為複雜，包含了實行對環境較友善之農法者及自認為施行有機之農法但未通過有機驗證者等。務實有機農民則認為有機農法會帶來較多收益，或是想嘗試慣行農法以外的其他選擇；執意有機農民則其健康、社會的考量相當強烈。

Mzoughi (2011) 參考行為經濟學 (behavioral economics) 領域文獻中假設的兩種個人行為動機，內生 (intrinsic) 動機指發自內心、不求回報的動機，諸如自我滿足感等，而外生 (extrinsic) 動機則是受到外界環境或壓力影響，如社會認同感等。該文將內生與外生兩種動機以道德感 (moral concern) 及社會考量 (social concern)⁹ 衡量，探討這兩種考量對於農民採用環境友善農法 (ecological-friendly practices)¹⁰ 是否有所影響，並假設對於慣行農法及環境友善農法而言，當經濟因素的考量較薄弱時，道德及社會考量會產生較大影響，反之亦然。Mzoughi (2011) 調查了法國的果農及菜農，取得慣行農民、使用自然農法之農民以及有機農民的資料。結果證實了農民確實在經濟因素之外，會考慮道德及社會考量，其中又以道德感對農民之決策產生較大影響。該文並建議政府在制定補助政策時，可以由激發農民的道德感著手，花費較低。

Läpple and Kelley (2013) 使用計畫行為理論的架構，探討農民對環境的態度、社會壓力及行為控制 (behavioral control) 對採用有機農法決策之影響。該文將農民採用有機農法的意向分為兩類—無差別與願意採用；結果發現不同類別的農民其反應亦不同，但整體而言社會壓力及對自己能力的看法會影響他們的採用決策。

許世宏等 (2010) 訪問了包含有 32 位參與有機米種植在內的 150 位臺南縣後壁鄉稻農。該文的訪問結果發現，大部分的農民認為有機稻米的成本過高，且需要花費較多心力。王明好等 (2011) 則使用計畫行為理論，並將行為控制區分為知覺易用性與知覺有用性兩項。該文訪問了 258 位有機農民，結果發現自我效

⁹ Mzoughi (2011) 研究中的社會考量類似計畫行為理論中的主觀社會規範 (perceived social norm)，衡量農民自身行為對其他人的影響；不同的是計畫行為理論中的主觀社會規範強調行為人對不同的社會角色之考量，但在 Mzoughi (2011) 中僅利用三個問項來代表。

¹⁰ 此篇文章中指自然農法 (intergrated crop protection) 與有機農法。

能與知覺有用性對持續採用之決定存在正向影響，顯示農民若認為有機農法容易操作，採用的意願較高。但該研究之問卷只針對全臺有機農民發放，並無法與慣行農民之態度做一比較，亦無法逐一分析採用有機農法所造成的經濟影響。

部分文獻討論早採用有機農民與晚採用有機農民間的差異。這類主題過去多為社會學者所關注，而農業經濟領域著墨並不多。在探討技術採用的文獻中，早採用與晚採用的概念源自鄉村社會學者 Rogers (1962) 提出的 S 型累積技術採用曲線；而在採用有機農法的文獻中，則是由 Flaten *et al.* (2006) 與 Best (2008) 開始強調並討論採用時間不同的農民間之差異。雖然使用的資料不同，但 Flaten *et al.* (2006) 與 Best (2008) 的研究均發現，晚採用的農民相對於早採用農民在生產上更為專業化，耕地面積也較大，但不論為早採用或晚採用農民，對於環境與有機農法的態度均較為正向。

Läpple and Rensburg (2011) 延續 Flaten *et al.* (2006) 與 Best (2008) 的研究，利用與 Läpple (2010) 相同之資料，探討不同時間採用者的特徵，並且比較不同採用時點的有機農民與慣行農民之差別。該篇研究根據 Rogers (1962) 的想法，將採用有機農業的愛爾蘭牧民依據開始採用的時間分為三組，與不採用者做組內及組間之比較。Läpple and Rensburg (2011) 所檢驗的假說包括：(1) 不論組內或組間，農民及農場的特徵存在顯著差異；(2) 組內影響採用的因素對於三組採用者產生不同程度的影響；(3) 非經濟因素對於早採用者有較強的影響且早採用者較不考量風險程度；(4) 較早採用者會較主動蒐集關於新技術的資訊且得到較多訊息；(5) 社會學習 (social learning) 會影響所有的採用組。Läpple and Rensburg (2011) 在實證上採用多項 logit 模型進行假說的檢驗。結果發現，採用組內確實會在環境態度、經濟態度及資訊取得上之顯著差異，但組間的差異則更為明顯。也有其他領域的文獻探討採用有機農法之相關議題。陳志綸 (2007) 由農業地理學及行為地理學的角度觀察富里鄉銀川米的有機農業生產空間如何形成。該文對富里鄉的農民及農會、鄉公所人員等進行質化訪談，並以問卷訪問農民，且亦考慮了早採用與晚採用之農民。陳志綸 (2007) 一文的結果顯示，早採用有機農法的生產者主要考量生態與健康的提升、收入增加及鄰里關係增進等，而晚進入之農民則除了對環境與自然的考量之外，還會受到農友及媒體報導

的影響；唯其僅列出敘述統計值，並未深入討論採用農民之特徵。

部分文獻著重於傳統經濟學較常討論的重點，如風險偏好程度、生產效率等。Gardebroek (2006) 首先研究有機農民與慣行農民在風險趨避程度的差異。該研究利用貝氏方法得到個別農民的 Arrow-Pratt 係數¹¹。Gardebroek (2006) 的結果顯示有機農民的風險趨避程度較慣行農民為低。Serra *et al.* (2008) 也討論有機農民與慣行農民的不同風險偏好程度。該文發現有機農民對風險的偏好型態與 Gardebroek (2006) 的結果相同，有機農民的風險趨避程度較慣行農民為低，且在其研究中亦發現有機農民產量的變動也較大。該研究同時對慣行農民在不同補貼價格下對採用有機農法之決定進行預測，結果發現政府補貼是非常有用的政策工具。然而，Pietola and Oude Lansink (2001) 的結果顯示，補助推廣有機農法的政策會遭遇到逆向選擇 (adverse selection) 的問題，亦即補助會吸引產量較低的慣行農民轉作有機農法。

整體而言，近十年來對於有機農法採用之行為或意圖的研究，除了考量基本特徵變數外，多半亦會考慮農民對於有機農法或對環境、健康的態度，極少數的文獻則考慮農民是否有農業外收入等非傳統因素。這些影響因素對於採用行為及意圖皆呈現統計上顯著的影響，因此本文於後續研究中會將之納入考量。

二、有機農法的經濟影響

第一小節所回顧的文獻多著重於探討影響採用有機農法或採用意圖之因素，而許多學者也將農民對經濟的考量視為影響因素，如 Pietola and Oude Lansink (2001) 使用芬蘭的追蹤調查資料，發現若慣行農產品價格降低或對有機農民的補助增加，則農民採用有機農法的機率會提高。本節將討論重點放在有機農法採用對農民所造成的影響，這些影響通常反映於經濟狀況的改變。

以經濟狀況之比較或採用行為對於經濟狀況之影響為重點的文獻，實際分析時的難處在於必須取得詳盡的所得、收益與成本等資料，因此，這類文獻的資料多仰賴國家或區域政府機關所做的調查，如美國的農業資源管理調查 (Agricultural Resource Management Survey, ARMS) 等。大多數考量經濟影響

¹¹ 個體經濟學中，用來衡量風險趨避程度的指標。

的研究將重點放在比較慣行農民與有機農民在收入或成本之不同。

較早期的文獻如 Offerman and Nieberg (2000) 比較歐洲 20 個國家之中有機農場與慣行農場的經濟表現，如產量與價格等，結果顯示有機農場的產量較低，但產出價格較高，成本則稍低。此外，在獲利能力方面，該文也發現有機農場的變異程度也較大。近年來比較慣行與有機農場的經濟表現之文獻則有 Uematsu and Mishra (2012) 及 Argilés and Brown (2010) 等。Uematsu and Mishra (2012) 回顧過去有機農法的相關文獻，發現討論經濟影響的文獻多未從農家收入的角度思考，也並未考慮採用有機農法的機會成本。該文使用 2008 年的美國農業資源管理調查，並以平均試驗效果為主軸，利用 Abadie and Imbens (2002) 所提出的配對推定量 (matching estimators) 評估採用有機農法的經濟影響。Uematsu and Mishra (2012) 發現美國有機農民確實會有較高的收入，但同時也面臨較高的成本。該文也提出，有機農民與慣行農民的成本結構有明顯的不同，而成本差異最大的部分在於勞動成本。Argilés and Brown (2010) 則使用西班牙卡塔隆尼亞 (Catalonia) 的農場財務報表資料，探討慣行農民、有機農民及部分採用或轉型期農民在收入、成本及所得上的差異。該文結果發現，慣行農民比起有機農民在產量上確實顯著較高，但兩種農民在成本上並無顯著差別。此外，轉型期的農民或是部分採用的農民，在產量上與慣行農民之間並無顯著差異。

農民維持生活所需之經濟條件也是學者關注的重點之一。Oelofse *et al.* (2010) 對中國山東、吉林以及巴西的義達波里斯 (Itapolis) 分別進行調查，探討有機農民與慣行農民在影響其生計之經濟條件上是否有所差異。該文討論的經濟條件分別為產量、飲食支出、收入以及勞力投入。Oelofse *et al.* (2010) 利用永續生計分析架構 (sustainable livelihood framework, SLF) 作為研究主體，結果發現，三個地區的慣行農民與有機農民在產量及飲食支出無顯著差異，但收入及勞力方面則由於三地不同的作物與產業環境而有所不同。

Bolwig *et al.* (2009) 則針對非洲的有機咖啡農民進行問卷調查與分析。該文之研究對象包含接受有機驗證計畫農民與未接受驗證但以有機農法管理方式生產之農民。利用 Heckman 發展出的選擇模型 (selection model) 架構，Bolwig *et al.* (2009) 實證上採用完全訊息最大概似法 (full information maximum likelihood,

FIML) 進行分析。參與有機驗證計畫的咖啡農民在利潤上較未參與者呈現相當幅度的增加；而未接受驗證計畫但使用有機農法者之利潤也小幅增加，但幅度與前者相差甚多。

Oude Lansink *et al.* (2002) 為第一篇比較有機農民與慣行農民在生產效率上之差異的文獻。該文利用資料包絡法 (data envelopment analysis, DEA) 進行分析，發現在有機技術與慣行技術在各自的生產可能邊界下，呈現有機農民生產效率較高的結果；然而，相對而言，有機農法使用的可增進生產力之技術較少。Mayen *et al.* (2010) 利用 ARMS 的資料，並以傾向分數法處理有機農民的自我選擇¹²問題，結果顯示有機農民的產量比起慣行農民約低 13%，但若在適當的技術下衡量，則有機與慣行的技術效率相當接近。Latruffe and Nauges (2014) 利用法國的農場資料，檢視農民認知的慣行農法生產效率是否為農民由慣行農法改採有機農法的主要考量因素，該文結果發現採用機率與技術效率之間有相當程度的相關，但其方向需視農場大小以及生產型態等因素而定。

Blackman and Naranjo (2012) 使用傾向分數配對法，討論取得有機認證對於農民採用環境友善農法之影響。該文將農民實際採用的農耕方法分為對環境有利與不利兩類，對環境有利之農法包含樹蔭遮蔽、有機肥料、防風措施等，對環境不利之農法則為化學殺蟲劑、化學肥料等。Blackman and Naranjo (2012) 實際使用資料之調查對象為哥斯大黎加中部的咖啡農，結果發現有無取得認證的有機農民在對環境不利的農作方法上呈現顯著的不同，而在對環境有利的農作方法上，除了在有機肥料的使用，並無較明顯的不同。

第三節 技術採用文獻常用的研究方法

由以上的文獻回顧，我們可以歸納出幾種較為廣泛使用的分析方法。典型的技術採用問題即為有兩種結果之模型，因此，受限應變數 (limited dependent variable, LDV) 模型，如 logistic、probit 或 Tobit 等迴歸模型，經常被用來探討與技術採用相關的議題，或分析技術採用之影響因素 (如 Läpple and Rensburg,

¹² 一種計量經濟學所考慮的樣本問題，將於第三章詳述。

2011)。原本使用於醫學與生物學領域的存續期分析近來也應用在技術採用的相關討論中。存續期分析不僅可以了解農民採用有機農法之因素，也可以觀察部分農民為何放棄有機農法（如 Läßle, 2010; Kallas *et al.*, 2010）。為了考量農民的態度，在受限應變數模型中，也引入了心理學的計畫行為理論。計畫行為理論自提出後，廣泛應用於各領域，近年來許多探討態度因素以及行為動機的研究皆採取計畫行為理論的架構。在經濟學領域，由於傳統的經濟理論對於採用的動機與態度、想法等著墨較少，近年來有越來越多的研究試圖探討這些因素對於農民技術採用決策的影響（如 Gardebroek, 2006; Burton *et al.*, 1999; Tung *et al.*, 2012），而計畫行為理論除了提供一個理論架構，也讓研究者在討論態度與行為意向時有所依據。在有機農業的技術採用相關文獻中我們也可以發現一些應用計畫行為理論的文獻，如 De Cock (2005)、Läßle and Kelley (2013) 等研究。

在實際應用上，同樣以計畫行為理論為基本架構的文獻仍有不同的做法。De Cock (2005) 使用敘述統計及迴歸的方法，分別找出有機農民與慣行農民在態度、主觀社會規範與行為控制方面是否有顯著不同；Läßle and Kelley (2013) 先利用潛在類別分析 (latent class analysis) 將農民對有機農法的想法依其對環境的態度分類，再以主成分分析計畫行為理論中各個構面的影響，並利用主成分分析法的結果進行 probit 估計。吳明峰 (2011) 的計畫行為理論架構則結合了商業管理領域的研究，包含 Rogers (1995) 提出的創新擴散理論 (innovation diffusion theory)，在實證上則採用結構方程式模型計算各項目之間的相關性；同樣地，王明好等 (2011) 也利用結構方程式模型分析計畫行為理論各構面與採用意圖之相關性。總結來說，計畫行為理論提供了一個衡量行為意圖與各個構面之間關係的基礎，但在實證的估計上，仍然存在相當多不同的選擇可以進行分析。

研究者也應用不同的方法以探討採用有機農法對於農民的經濟影響。其中，Heckman (1979) 所提出的選擇模型 (selection model) 與由 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的傾向分數法，為兩種可以有效控制樣本選擇問題的分析方法。另有一些文獻以質化分析的方式對有機農民或農民對有機農法的態度進行研究，而透過質化分析通常能得到量化分析較難獲得之結果。Darnhofer *et al.* (2005) 利用人類學中之決策樹 (decision tree) 架構，透過問卷中各題項形成類似樹狀圖之

架構，再將樣本中的農民區分為務實有機、執意有機、有環境意識但非有機、務實慣行及執意慣行等五類。該研究所呈現的決策樹不僅可為後續研究所使用；此種分類結果也可讓後續研究進一步了解農民的想​​法，且也提供推廣人員在宣傳有機農法時之參考之用，但缺點則是無法以量化結果呈現。陳志綸（2007）與許世宏等（2010）則利用訪問方式，將農民對於有機農法的看法加以呈現，以供進一步的量化分析參考。

第三章 模型設定

本研究主要探討三個子題。第一個主題著重於比較富里鄉有機與慣行稻農之態度構面與社會規範對其有機態度形成之影響。在計畫行為理論之架構下，本研究在第二子題檢視農民採用有機農法之行為與其影響因素。本研究第三個子題透過傾向分數配對及共變數調整法，分析採用有機農法對於農民之現金收入、成本與利潤的影響。本章首先在第一節說明計畫行為理論的發展及其基本架構，並接續闡述分析因果關係（causal relationship）的主要研究方法以及傾向分數法的概念架構。依本研究三個子題的理論架構，本文在第二節中分別說明各子題的實證模型設定。

第一節 理論模型

一、計畫行為理論（Theory of Planned Behavior）

心理學界長久以來試圖解釋人類在意志控制（volitional control）下的意志行為（volitional behavior）如何形成，本小節將簡單介紹於 1970 至 80 年代之間發展出來的計畫行為理論之發展歷程，並說明其主要內容。

70 年代初期，心理學家開始發現個人的意圖（intention）與其行為之間存在著高度相關（Ajzen, 1971; Ajzen *et al.*, 1982 等）。因此，心理學界逐漸由對於個人行為，轉為對行為意圖（behavioral intention）構成的討論。計畫行為理論的前身始於 Fishbein and Ajzen (1975) 及 Ajzen and Fishbein (1980) 所提出的合理化行為理論（Theory of reasoned action, TRA）。該理論假設人類的行為都是合理的¹³，並假設人類行為相當敏感，且易受到外界資訊以及其內在想法對行為的考量所影響，因此在其設計中考慮了意志行為的成因。合理化行為理論的架構如圖 3-1 所示，其主要包含態度與主觀社會規範（perceived subjective norms）兩構面。在合理化行為理論的架構下，態度為意圖形成之個人因素，而在特定的信念（beliefs）之下，個人會對特定的行為形成態度。主觀社會規範則是意圖形成之

¹³ 此假設與經濟學對於「人為理性」之假設不同，合理化行為理論假設合理化的人類行為是可以被解釋與被了解的；經濟學中理性的假設則是人的行為會以得到最大利益為出發點。

外在影響因素，意指個人在考慮是否採取某種行為之時，若他人對該行為有較正面的看法，則此人之行為意圖也會增強。

合理化行為理論將態度與主觀社會規範視為影響行為意圖的主要因素。值得一提的是，此處所指的態度並非一般社會學或社會心理學所關心之對某物件、某人或某組織等的看法，而是對於有意執行之於特定行為的正面或負面評價。主觀社會規範則屬個人的主觀認定，亦即對於他人對特定行為的想法或評價。主觀社會規範強調他人想法或評價對觀測對象的影響，而非他人實際對觀測對象所造成的影響。合理化行為理論將行為意圖視為結合態度與主觀社會規範的結果。就不同的行為意圖而言，此兩構面之解釋能力及相對權重也會不同；而對於相同的行為意圖，此兩構面於不同人亦會有不同的權重。態度的解釋能力一般而言較主觀社會規範來得強，但仍需視研究者是檢視何種行為意圖而定。以「多生一個小孩」或「墮胎」之行為意圖而言，Vinokur-Kaplan (1978) 與 Smetana and Adler (1980) 利用迴歸以及計算相關係數所得的結果則顯示主觀社會規範與行為意圖之間存在相當高的相關性。

根據 Ajzen (1988) 一文，合理化行為理論利用心理學中一種常用的預期價值模型 (expectancy-value model) 來將態度加以量化並衡量。預期價值模型將態度表示如 (3-1) 式，

$$A_B \propto \sum_{i=1}^n b_i^B f_i, \quad (3-1)$$

在上式中，上標 B 代表某特定行為，而此特定行為則可能帶來 n 種結果 (outcome)。 A_B 為對特定行為 B 之態度。 b_i^B 為信念，表示觀測對象主觀認為會因為行為 B 而導致第 i 種結果的可能，由於觀測對象對特定行為可能導致的結果無法準確預測，因此其為一主觀認定形成某種結果的機率。 f_i 為觀測對象對第 i 種結果的評價。同理，可將主觀社會規範表為 (3-2) 式，

$$SN \propto \sum_{j=1}^m b_j^{SN} h_j, \quad (3-2)$$

SN 代表主觀社會規範。假設共有 m 個人可供觀測對象參考，此 m 個人即形成該觀測對象的參考群體 (reference group)。 b_j^{SN} 為觀測對象對參考人 j 的相信程度，

也是一種觀測對象的主觀想法； h_j 則是觀測對象尋求符合參考人 j 評價的動機。

合理化行為理論中考慮了態度與主觀社會規範之間的關係，即圖 3-1 中所標示的兩構面雙向連結，此雙向連結是由於若觀測對象尋求與參考人看法一致的動機愈強，則該觀測對象對特定結果（參考人給予較高評價的結果）的評價也會愈高，亦即觀測對象的主觀社會規範會影響其對特定行為的態度。反之亦然，若觀測對象對某特定結果的評價愈高，則也會希望參考人給予該結果較高之評價，因此觀測對象尋求參考人有一致想法的動機也會愈強。

在進一步討論之前，必須回到 (3-1) 式與 (3-2) 式以說明態度與主觀社會規範如何形成。如同先前所述，在心理學中，態度是在對某特定事物持有某種信念時，對該事物之主觀評價 (evaluation)。前述概念在合理化行為理論中即為對某特定行為之正面或負面評價，稱為行為信念 (behavioral beliefs)。由行為信念所產生對特定行為造成結果之評價，觀測對象會再進一步形成對特定行為之態度。以有機農法採用為例，「採用有機」為行為，「產量變少」、「環境變好」、「耕作習慣改變」等為結果，農民對於這些結果的評價 (f_i) 及行為與結果之間的關聯性強弱 (b_i^B)，即決定其對有機農法之態度；此即 (3-1) 式中採用預期價值模型所預測的對特定行為之態度。

主觀社會規範也是一種由特定信念衍伸而來的概念；但與形成態度之行為信念有所不同。對研究對象而言，會持有他人對於自身行為所造成之結果的信念。例如，一個人在考量是否吸菸時，會考慮旁人是否在意吸入二手菸；這些「他人」可能為個人或團體組織，稱為參考人 (referents)，而此信念稱為規範式信念 (normative beliefs)。簡單的說，就是個人主觀感受到的針對該行為之社會壓力。以本文之研究主題—採用有機農法之行為為例，即觀測農民認為鄰近農民與親戚朋友對於採用有機農法後可能造成之結果的評價 (h_j)，以及觀測對象尋求參考人對特定結果所形成評價的動機 (b_j^{SN})，此即 (3-2) 式之意義。

合理化行為理論分三階段詮釋觀察到的行為。在第一階段，合理化行為理論由行為意圖來解釋觀察對象的行為。第二階段進一步拆解行為意圖，亦即將行為意圖拆解為對該行為的態度以及主觀社會規範兩個構面。在第三階段中，態度與主觀社會規範則是由態度之信念與規範式信念來加以詮釋 (Ajzen, 1988)。合理

化行為理論的架構是基於「行為完全由意志所控制」，但對於不完全由意志所控制之行為，該理論在解釋時則會遭遇一些無法歸類於態度或主觀社會規範構面的問題。舉例而言，吸菸者基於應該戒菸的信念（因為個人認為戒菸對於身體健康比較好）及戒菸的規範式信念（他人認為戒菸對身體健康比較好），而開始戒菸；但可能菸癮再犯，因而造成戒菸行為的失敗。

以上所舉的戒菸行為，是一種低度行為控制（behavior control）致使行為執行困難的例子。在合理化行為理論之架構中，行為的發生係由意圖決定；然而，實際上存在許多控制因素（control factors）也會影響行為及意圖。例如，是否有能力執行特定行為、情緒上對某結果之積極爭取或反對、是否有機會執行該行為等，均屬於可能影響行為及意圖的控制因素。因此，Ajzen（1985）與 Ajzen and Madden（1986）於合理化行為理論中納入心理學之主觀行為控制（perceived behavior control）內涵，即研究對象對自己的行為控制之評估，而進一步發展出計畫行為理論。而主觀行為控制如同態度以及主觀行為規範，其形成會受到控制信念（control beliefs）的影響。

計畫行為理論的基本架構與合理化行為理論類似，可以將之視為合理化行為理論的延伸。如圖 3-2 之架構所示，計畫行為理論與合理化行為理論的共同點在於假設行為可以完全為意圖所解釋；然而，其差異則在於計畫行為理論將意圖視為「嘗試」某種行為的發生原因。計畫行為理論具有三項特色。其一，相對於合理化行為理論，計畫行為理論加入了主觀行為控制以作為意圖的解釋變項。其二，計畫行為理論假設主觀行為控制除了可能透過影響意圖以影響實際行為，亦可能直接對行為產生影響。計畫行為理論的第三項特色是其衡量的行為控制是「主觀的」行為控制，並不是研究對象在當下所實際具有的行為控制，此特色如同在合理化行為理論中，社會規範為主觀認知之社會規範，而非實際之社會規範。舉例而言，個人認為自己開車技術很好，並不代表其具有安全駕駛的能力，或車子拋錨時妥善處理的能力。

本研究主要利用圖 3-2 的計畫行為理論作為主要概念以分析農民採用有機農法之影響因素。除此之外，本文亦將其他研究如 Genius *et al.*（2006）與 Kallas *et al.*（2010）等之研究結果納入本文的實證模型之中。在一般的計畫行為理論架構

下，只會考慮影響該行為意圖之態度，但本文將農民對資訊的態度以及對環境與健康的態度納入實證模型之中。此外，為了探討經濟考量對有機農法採用的可能影響，亦將農民對有機農法之經濟影響的看法自態度構面獨立出來。為了與過去文獻有一明顯區隔，本研究並且嘗試去檢視過去文獻未曾探討的計畫行為理論各構面間之關聯性，亦即將重點放在態度、社會規範與行為控制間的關係，以進一步了解農民有機農法之態度形成。

二、因果關係與虛擬事實模型

因果關係一般是指「因為某事件的發生而導致某種結果」。在 Lazarsfeld(1959)的研究中，對於目前一般討論的因果關係做了明確的定義。Lazarsfeld(1959)指出，因果關係具備三項特質：(1)兩事件若有因果關係，兩者必有時間先後順序；(2)兩事件應該彼此相關；及(3)兩事件間的相關性無法經由其他事件解釋。文獻中用來探究因果關係的方法由於研究領域的不同而有本質上的差異。

在自然科學的實驗性研究(experimental studies)中，研究者可自行於實驗室中設定實驗組與對照組以比較兩者之差異。社會科學在比較兩群體或是多群體的差異時，雖可以類似實驗法的模式進行操作，設定實驗組與對照組，但其組別並非隨機分派(random assignment)，這類研究一般稱為準實驗研究(quasi-experimental studies)。準實驗研究容易衍伸出計量經濟理論中的自我選擇偏誤(self-selection bias)或內生性(endogeneity)問題，此為社會科學領域在量化研究時經常為人所詬病之處。

由於各領域的研究主軸不同，選擇性偏誤或內生性問題特別受到經濟、政治、或是方案評估等領域學者的重視。其主要原因在於前述領域多偏重於某方案或政策對於目標族群的影響，或是嘗試去衡量某政策或計畫之執行效果。社會科學研究通常假設方案與目標族群在接受方案後之結果存在著因果關係，亦即，透過某種試驗(treatment)的實行，會導致目標群體(the treatment group)呈現某種結果，而驗證此因果關係之最直接方法即為比較接受試驗之結果與未接受試驗結果之間的差異，此在文獻中以平均試驗效果稱之。

研究個體的平均試驗效果可表示為：

$$ATE_i = \tau_i = E(Y_{1,i}) - E(Y_{0,i}), \quad (3-3)$$

式中 $Y_{1,i}$ 與 $Y_{0,i}$ 分別代表第 i 個觀察對象接受試驗之結果 (treated outcome) 與未接受試驗之結果 (untreated outcome)。以 W 代表是否有接受試驗， $W = 1$ 表示接受試驗，而 $W = 0$ 則代表未接受試驗，則第 i 個觀測對象的結果可表示為：

$$Y_i = W_i Y_{1,i} + (1 - W_i) Y_{0,i}. \quad (3-4)$$

以一般非實驗設計之研究而言，如方案與政策評估等，其研究重點並非平均試驗效果所衡量之結果差異，而是受到方案影響者在接受與未接受試驗時之結果差距，此即受試者的平均試驗效果 (average treatment effect for the treated, ATT；以下稱為受試者平均試驗效果)。相對而言，對於未受試驗者，亦可檢視其在接受試驗與未接受試驗時之結果差異，此即為未受試者平均試驗效果 (average treatment effect for the untreated, ATUT)¹⁴。過去因果關係的研究多半以衡量受試者平均試驗效果為主要目的。Heckman (1996) 與 Heckman *et al.* (1997) 指出，平均試驗效果與受試者平均試驗效果在根本上有所不同，平均試驗效果所估算的是方案對於所有觀測對象 (不論有無接受試驗) 的平均影響效果；受試者平均試驗效果則僅為參加方案而實際受到方案影響的平均效果，此兩種衡量方式在概念上有根本的不同。

在現實世界中，當一觀測對象接受試驗時，其未接受試驗之結果並不存在；同理，就未接受試驗的對象而言，其接受試驗之結果亦不存在。在因果關係的研究中，此類不存在之結果概稱為反真結果 (counterfactual outcome)。反真結果除了造成平均試驗效果或受試者平均試驗效果在估計上的困難，亦使得對此類遺漏值 (missing value) 的處理成為因果分析時的主要難處之一 (Guo and Fraser, 2010)。此外，由於研究人員所觀察到之接受與未接受試驗的結果並非來自同一群觀測對象，因此導致無法精確檢視試驗與結果之間存在的因果關係。基於觀察對象在結果上出現的平均差異可能來自其未被控制的其他因素或無法觀察到的

¹⁴ Guo and Fraser (2010), p. 47。

特質，而這些因素或特質亦影響其是否接受試驗的選擇，因此實證分析時不可避免的會遭遇內生性或自我選擇的問題（Dehejia and Wahba, 2002；Greenstone and Gayer, 2009；Guo and Fraser, 2010）。有關內生性與選擇性偏誤問題的討論，本研究將另闢一小節討論之，於此不再贅述。



承上所述，如何估計反真結果為學者們在檢視受試者平均試驗效果時的首要工作。根據 Skehou (2008) 的論述，Neyman (1923) 提出的潛在結果模型 (potential outcome model) 為虛擬事實模型 (counterfactual model) 的始祖。在 Neyman (1923) 的基礎上，Rubin (1974, 1978, 1980b, 1986) 的一系列論文為觀察性研究建立了虛擬事實因果推論的基礎架構，一般稱之為 Neyman-Rubin 虛擬事實架構 (Neyman-Rubin counterfactual framework)，即為 (3-4) 式。在 Neyman-Rubin 架構的設定下，研究者在確認因果關係時，不僅要考慮受試者在接受試驗時的結果 ($Y_{1,i}$)，還需考慮其未接受試驗之結果 ($Y_{0,i}|W=1$) 間之差異。依此，受試者平均試驗效果可表示為：

$$ATT = E(Y_1|W=1) - E(Y_0|W=1), \quad (3-5)$$

前述之反真問題即存在於 (3-5) 式之中。由於研究者不可能同時觀察到 Neyman-Rubin 架構中的 $Y_{0,i}$ 與 $Y_{1,i}$ ，因此估計受試者平均試驗效果時，無法計算接受試驗者之未接受試驗結果的期望值 (即 $E(Y_0|W=1)$)。學者 Holland (1986, p. 947) 將此稱為因果推論的根本問題。

雖然 Neyman-Rubin 架構無法解決反真問題，但卻提供了一個估算平均試驗效果的可行方法，即利用接受試驗與未接受試驗的兩組分別平均，藉由取平均值來消除個別觀察值間的差異 (Guo and Fraser, 2010)。在 Neyman-Rubin 架構下，平均試驗效果的標準推定量 (standard estimator of ATE) 定義如下：

$$\tau^e = E(Y_1|W=1) - E(Y_0|W=0), \quad (3-6)$$

(3-6) 式中係以 $E(Y_0|W=0)$ 作為 $E(Y_0|W=1)$ 的代理變數。標準推定量不一定是平均試驗效果的不偏推定量，但當其具有一致性 (consistency) 時，可以將之拆解為受試者平均試驗效果及非受試者平均試驗效果的加權平均 (Winship and

Morgan, 1999 ; Guo and Fraser, 2010) :

$$\begin{aligned}
 \bar{\tau} &= p(\bar{\tau}|W=1) + (1-p)(\bar{\tau}|W=0) \\
 &= p[E(Y_1|W=1) - E(Y_0|W=1)] + \\
 &\quad (1-p)[E(Y_1|W=0) - E(Y_0|W=0)] \\
 &= [pE(Y_1|W=1) + (1-p)E(Y_1|W=0)] - \\
 &\quad [pE(Y_0|W=1) + (1-p)E(Y_0|W=0)] \\
 &= E(Y_1) - E(Y_0) = ATE,
 \end{aligned}
 \tag{3-7}$$



上式中， p 為分配到試驗組之機率，即 $p = \Pr(W=1)$ 。第一個等號代表具一致性的平均試驗效果可以視為接受試驗組與未接受試驗組之平均試驗效果的加權平均。在第二個等號，則將前式改寫為受試者之平均試驗效果以及未受試者之平均試驗效果之加權平均。第三個等號代表依接受試驗結果 (Y_1) 與未接受試驗結果 (Y_0) 各進行合併，可得受試者與未受試者之接受試驗結果加權平均及受試者與未受試者之未接受試驗結果加權平均之總和，此即 (3-3) 式之平均試驗效果。

三、傾向分數與平均試驗效果

試驗分派與結果之間的相關性可能造成平均試驗效果的標準估計偏誤，針對此估計平均試驗效果的選擇性偏誤或內生性問題，許多學者嘗試提出解決的方法，其中最主要的發展之一為 Rosenbaum and Rubin (1983) 在強可忽略試驗分派假設 (strongly ignorable treatment assignment assumption) 之下提出的傾向分數法。Rosenbaum and Rubin (1983) 指出，在隨機試驗中，下式成立，

$$(Y_0, Y_1) \perp W | \mathbf{X}, \tag{3-8}$$

(3-8) 式表示給定共變數 (covariate) 向量 \mathbf{X} 時，試驗分派與結果之間互相獨立，因此母體中的每一個觀測單位皆有同等接受試驗的機率。由於在準實驗研究之設計下，此性質通常並不成立，因此，Rosenbaum and Rubin (1983) 提出傾向分數 (propensity score) 的概念，並證實在強可忽略試驗分派假設下，應用傾向分數於準實驗設計中，可得到受試者平均試驗效果之不偏推定量 (Rosenbaum and

Rubin, 1983)。強可忽略性試驗分派之定義如下：

$$(Y_0, Y_1) \perp W | \mathbf{v}, 0 < \Pr(W = 1 | \mathbf{v}) < 1, \quad (3-9)$$

在上式中，向量 \mathbf{v} 代表某共變數向量；而當 (3-9) 式中的共變數向量 \mathbf{v} 與 (3-8) 式中的共變數向量 \mathbf{X} 相等時，即 $\mathbf{v} = \mathbf{X}$ 成立，試驗分派即為隨機試驗分派 (random treatment assignment)。

所謂的傾向分數是在考量所有共變數下之接受試驗的機率。傾向分數之最大優勢在於其可將所有共變數轉化為單一變項，以減少共變數面向 (dimension) 過多的問題，同時亦可達到模擬隨機試驗分派之目的。Rosenbaum and Rubin (1983) 定義傾向分數 $e(\mathbf{x})$ 為：

$$e(\mathbf{x}) = \Pr(W = 1 | \mathbf{X} = \mathbf{x}), \quad (3-10)$$

根據 Rosenbaum and Rubin (1983) 的推論 4.1 (corollary 4.1)，傾向分數為一平衡分數 (balancing score)。平衡分數之定義為在給定該分數下，接受試驗與未接受試驗兩子群體之所有共變數會有相同的分配。以數學式表示，平衡分數 $b(\mathbf{x})$ 滿足：

$$\mathbf{X} \perp W | b(\mathbf{x}), \quad (3-11)$$

上式說明在給定的平衡分數下，試驗分派與共變數互相獨立；而由於傾向分數即為一平衡分數，因此，傾向分數亦滿足下式：

$$\mathbf{X} \perp W | e(\mathbf{x}). \quad (3-12)$$

透過 (3-12) 式，Rosenbaum and Rubin (1983) 將傾向分數與強可忽略試驗分派假設做了巧妙的連結。由於在給定傾向分數的條件下，共變數與試驗分派之間的關係是獨立的，因此每個觀測單位便會有同等的機率分派到試驗組，亦即，研究者可透過傾向分數來模擬出一組透過隨機分派所產生的樣本。除此之外，傾向分數亦具備下列性質 (Rosenbaum and Rubin, 1983; Rosenbaum, 2002b; Guo



and Fraser, 2010) :

1. 不同組別中的觀測單位若有相同的傾向分數，則其共變數之分配也會相同。此性質隱含當受試驗者與未受試驗者所配對的組合有同等的傾向分數時，其共變數 \mathbf{X} 的觀察值可能不同。
2. 若強可忽略試驗分派假設成立且傾向分數 $e(\mathbf{x})$ 為一平衡分數，則在控制 $e(\mathbf{x})$ 的條件之下，兩不同的試驗分派條件之間的預期差異即為在控制 $e(\mathbf{x})$ 下之平均試驗效果。此性質說明傾向分數為反真模型中能解決樣本選擇偏誤問題的一個有效方法。用數學式表示之：

$$E\left[E(Y_1|e(\mathbf{x}), W=1) - E(Y_0|e(\mathbf{x}), W=0)\right] = E[Y_1 - Y_0|e(\mathbf{x})]. \quad (3-13)$$

換言之，在強可忽略試驗分派假設下，可以將受試者平均試驗效果與平均試驗效果的標準估計做一連結。由於受試者的平均試驗效果是在衡量接受試驗對受試者產生之影響程度，因此， $E(Y_0|W=1)$ 為反真結果之期望值。而在強可忽略試驗分配假設成立下，

$$ATT = \tau|_{W=1} = E(Y_1|W=1) - E(Y_0|W=1), \quad (3-14)$$

因此，(3-6) 式的平均試驗效果標準推定量會等於 (3-5) 式的受試者平均試驗效果，即，

$$E(Y_{0,i}|W_i=1) = E(Y_{0,i}|W_i=0) = E(Y_i|W_i=0), \quad (3-15)$$

(3-15) 式說明在強可忽略試驗分配假設成立下，接受試驗組與未接受試驗組並沒有系統性的差異，使得在期望值中不需要控制試驗分派 W_i ，因此， $\tau^e = \tau|_{W=1}$ ，即平均試驗效果的標準推定量等同於受試者平均試驗效果之推定量 (Dehejia and Wahba, 2002)。

自 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出傾向分數後，在經濟學與醫學等研究領域中被廣泛應用，而應用傾向分數的方法也蓬勃發展，除了 Rosenbaum and Rubin (1983、1984) 提出三種應用傾向分數估算平均試驗效果的方法，包括成

對配對 (pair matching)、分層分析 (subclassification) 及迴歸調整 (covariate adjustment)，還有 Morgan and Todd (2008) 提出的傾向分數加權法 (inverse probabilities of treatment weighting, IPTW) 與無母數迴歸 (Heckman *et al.*, 1997; 1998) 等。本研究擬應用 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的三種方法，利用傾向分數進行受試者之平均試驗效果之估算。其原因有二。首先，如同前述，利用配對法檢視因果關係早於傾向分數出現，但由於過去的配對法都是直接依共變數或共變數之加權作為配對基準，當資料中涵蓋的共變數數量較多時，配對的困難度也隨之增加；而傾向分數將多個共變數加總為單一變項，因此可以有效地減少需要考慮的變數個數 (Dehejia and Wahba, 2002)。此外，傾向分數配對的利用原理是利用配對的方式來模擬出類似隨機試驗分派的分配，而分層與迴歸調整亦可成功解決前述之自我選擇與內生性的問題。以下分述傾向分數的計算與三種應用傾向分數的分析方法。

文獻中多利用二元 logistic 迴歸計算傾向分數。首先設定是否採用有機農法為應變數，前述本研究考量的所有共變數為自變數，估算在控制共變數之下的採用機率。若以下標 i 表示不同觀察值，自變數向量與迴歸式的參數向量分別以 \mathbf{x}_i 與 $\boldsymbol{\omega}$ 表示，則二元 logistic 模型假設採用有機農法的條件機率為：

$$\Pr(W_i | \mathbf{X}_i = x_i) = E(W_i) = G(\boldsymbol{\omega}\mathbf{x}_i), \quad G(\boldsymbol{\omega}\mathbf{x}_i) = \frac{\exp(\boldsymbol{\omega}\mathbf{x}_i)}{1 + \exp(\boldsymbol{\omega}\mathbf{x}_i)}, \quad (3-16)$$

上式中之 $G(\cdot)$ 為 logistic 分配的累積機率函數 (cumulative density function, CDF)。由於 logistic 模型為一非線性模型，因此需先利用 logistic 函數的特性，將之轉化為線性模型。首先，定義勝算 (odds) 為採用與不採用的機率比值：

$$odds_i = \frac{\Pr(W_i = 1)}{1 - \Pr(W_i = 1)}, \quad (3-17)$$

以上為一單調轉換 (monotonic transformation)¹⁵之過程。將 (3-17) 式取自然對數後，同樣經過單調轉換，即成為線性迴歸模型：

¹⁵ 單調轉換 (monotonic transformation)：指經過某函數轉換後，原變數之排序仍不改變。

$$\text{logit}(\Pr(W_i = 1)) = \ln(\text{odds}_i) = \omega \mathbf{x}_i, \quad (3-18)$$



(3-18) 式中，定義 logit 為勝算之對數。

logistic 模型在估計時，由於假設服從 logistic 分配，估計係數並非線性，一般採用最大概似法（maximum likelihood estimation）進行估計。給定自變數 \mathbf{x}_i ， W_i 的機率密度函數為：

$$L_i(\omega) = f(W_i | \mathbf{x}_i; \omega) = [G(\omega \mathbf{x}_i)]^{W_i} [1 - G(\omega \mathbf{x}_i)]^{1 - W_i}, \quad W_i = 0, 1, \quad (3-19)$$

將 (3-19) 式兩邊同取對數，得

$$\ln L_i(\omega) = W_i \ln[G(\omega \mathbf{x}_i)] + (1 - W_i) \ln[1 - G(\omega \mathbf{x}_i)], \quad (3-20)$$

由於在假設分配符合 logistic 分配下， $G(\omega \mathbf{x}_i)$ 為一累積機率函數，因此其值會介於零與一之間，不會如線性機率模型（linear probability model）有超出範圍的傾向分數估計值。

在計算傾向分數後，即可根據 Rosenbaum and Rubin（1983、1984）提出的三種方法來估算平均試驗效果，分別說明如下。

（一）成對配對

成對配對是先計算傾向分數，再以其進行配對的兩步驟分析方法。假設試驗分配滿足強可忽略試驗分派假設，且傾向分數為一組隨機樣本。在計算出樣本的傾向分數 $e(\mathbf{x})$ 後，以其為依據，再將接受與未接受試驗組中的觀測值進行配對。根據 Rosenbaum and Rubin（1983）之定理四及推論 4.1，進行傾向分數配對後，給定 $e(\mathbf{x})$ 下之兩觀測值結果差距即為控制 $e(\mathbf{x})$ 時的平均試驗效果：

$$E(Y_1 | e(\mathbf{x}), W = 1) - E(Y_0 | e(\mathbf{x}), W = 1) = E(Y_1 - Y_0 | e(\mathbf{x})) = \tau^e, \quad (3-21)$$

在符合強可忽略試驗分派之條件下，將 (3-21) 式的等號兩邊同取期望值，即取多組樣本並計算各組樣本之平均試驗效果後，再將各平均試驗效果取平均，即可

得平均試驗效果的不偏估計值。

在實際操作時，兩觀測值進行傾向分數配對需要考量兩個問題，包括選取樣本的方式與進行配對的方法。在配對之樣本選取時，需考量取後放回與否的問題。透過取後放回的做法雖然可以得到傾向分數較為接近的組合，但其缺點則是在計算樣本的變異數時，不可避免地將發生重複計算觀測值的問題（Rosenbaum，2002；Hill and Reiter，2006）。

一般有兩種常用的方法配對方法，一為貪婪配對法（greedy matching），另一為最適配對法（optimal matching）。貪婪配對的方法包含 Mahalanobis 矩陣配對、最近相鄰（nearest neighbor）配對、尺度（caliper）配對及最近相鄰尺度（nearest neighbor with caliper）配對等方法。貪婪配對法的概念是先由接受試驗組中隨機抽取一個樣本，再由未接受試驗組中找出一個傾向分數與其最為接近的樣本進行配對。配對將會持續進行，直到所有接受試驗之樣本都完成配對，或是未接受試驗組中已經無法找到適當的樣本與抽取出的試驗樣本進行配對。「貪婪」一詞來自此法取出的試驗樣本一定會與最接近的未接受試驗樣本完成配對。貪婪配對的主要缺點是，配對完成之後，可能存在與該未接受試驗樣本傾向分數更為接近的其他試驗樣本。最適配對法的原理則是極小化整體配對之間的總傾向分數差距。一般而言，由於貪婪配對法在實際應用上較為常用，而其中的最近相鄰尺度配對是最適用於後續分析的配對方法（Guo and Fraser，2010），且過去研究比較兩種配對方法後，亦發現兩種方法在取得平衡資料的功能上並無差異（Gu and Rosenbaum，1993），因此，本研究採用最近相鄰尺度的貪婪配對法。

對於應選擇將那些控制變數納入 logistic 迴歸中以計算傾向分數，文獻中並無定論，各學者選取的變數組合也多半存在或大或小的差異性（如 Rosenbaum and Rubin，1984、1985；Dehejia and Wahba，1999、2002；Hirano and Imbens，2001 等）。有鑒於此，Guo and Fraser（2010）提出可以先考慮共變數的最大組合，再利用統計檢定的方式，分別於進行傾向分數配對之前後進行檢定，以判斷在利用傾向分數配對後是否確實能移除兩組資料間的不平衡。在移除兩組資料間的不平衡之前，Guo and Fraser（2010）建議可以變動 logistic 模型變數組合的方式進行配對，直到兩組資料間的不平衡完全移除為止。

(二) 分層分析

根據 Rosenbaum and Rubin (1983) 的定理四及推論 4.2，假設試驗分配滿足強可忽略的條件，利用傾向分數進行分層時，一般的實際操作是將所有樣本依第 20、40、60、80 百分位數區分為五層 (Austin, 2011; Guo 與 Fraser, 2011)。使用此法的限制是各分層內必須至少包含各一個接受試驗與未接受試驗樣本。在分層之後，先計算各分層中的試驗組平均與非試驗組平均，再以樣本數作為權數，計算平均試驗效果。當權數與母體中傾向分數之比例相等時，加權平均兩組間之平均差即可得平均試驗效果的不偏估計。以數學式表示：

$$\bar{Y}_0 = \frac{1}{n_c} \sum_{i: W_i=0} Y_i, \quad \bar{Y}_1 = \frac{1}{n_t} \sum_{i: W_i=1} Y_i, \quad \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i = \frac{n_c}{n} \bar{Y}_0 + \frac{n_t}{n} \bar{Y}_1, \quad (3-22)$$

\bar{Y}_0 與 \bar{Y}_1 分別為試驗組平均與非試驗組平均， n_c 與 n_t 則分別為兩組之樣本數。

(三) 迴歸或共變數調整

根據 Rosenbaum and Rubin (1983) 中的推論 4.3，利用傾向分數進行共變數調整時，假設試驗分派符合強可忽略假設，且給定傾向分數之下的條件期望值為一線性函數：

$$\begin{aligned} E[Y_0|W=0, e(\mathbf{x})] &= \alpha_0 + \beta_0 e(\mathbf{x}), \\ E[Y_1|W=1, e(\mathbf{x})] &= \alpha_1 + \beta_1 e(\mathbf{x}), \end{aligned} \quad (3-23)$$

則 α 與 β 之不偏推定量 (如最小平方推定量) 所組成的推定量即為試驗效果在 $\bar{e}(\mathbf{x})$ 時的不偏推定量。

$$(\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_0) + (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0) \bar{e}(\mathbf{x}), \quad (3-24)$$

若 $e(\mathbf{x}) = \sum (e(\mathbf{x}_i)/n)$ ，則 (3-24) 式可用來估計平均試驗效果。

第二節 實證設計

本研究在第一子題與第二子題將先使用主成分分析法 (Principle component analysis, PCA)，以建立計畫行為理論的各構面指標值，再進行後續分析。主成分分析法主要是利用數學中投影 (projection) 的概念，將原始資料轉化為個數較少的主成分 (principle component)，並以此描述資料；此方法為社會科學領域經常使用以減少變數的主要方法之一 (陳正倉等, 2005)。以下先介紹主成分分析法的原理與過程。

利用主成分分析法得到的主成分有四項特性：其一，每一個主成分都是原變數的線性組合；其二，計算出的第一個主成分可以解釋整體資料最大的變異程度；其三，每個主成分所解釋的範圍僅包含排序在前的所有主成分所未解釋之部分，意即，第二個主成分僅能解釋第一個主成分未能解釋的變異程度，而第三個主成分僅能解釋第一與第二個主成分所未能解釋的變異程度，以此類推；最後，主成分之間彼此不相關，即主成分之間的共變異數為零。在利用主成分分析法減少變數個數的過程中，當主成分對整體資料變異程度的解釋能力低時，即不予採用，因此，可以將原始變數簡化為個數較少的主成分，再將之視為新變數進行分析。

主成分分析法計算出的主成分除了具備上述特質之外，在本質上亦與原變數有所不同。由於各個主成分均包含了納入分析之原變數的特徵，因此，可以在原變數中看出各主成分的構成比例。使用主成分分析法時應注意前述特點，因所產生的主成分之代表意義已與原變數不相同，而應將之視為融合了原變數特徵的新變數。針對此一主成分分析法的特色，本文在利用該法處理計畫行為理論各構面之間項時，採用有別於過往主成分分析法的文獻針對問卷內所有問項萃取出主成分後再進行歸納的作法；亦即係就同一構面 (如對有機、環境與健康及對新資訊的態度，以及社會規範、主觀行為控制等) 的問項進行主成分萃取，因此，所產生的主成分仍能視為代表該構面的新變數。

本研究除了利用主成分分析法減少變數個數外，也利用主成分與原始變量之間的關係，將設計問卷時所考量的同一構面原始問項進行合併。在主成分分析法中，原始變量與主成分間可利用負荷量 (loading) 連結，因此，本研究以各主成分所解釋總變異程度的比例做為權數，利用各原始變量的加權總和，計算出代表

各計畫行為理論構面之指標值。



一、有機農民與慣行農民之有機態度形成

計畫行為理論的架構著重於態度、社會規範以及行為控制對於行為意圖之影響，但在農民形成對有機農業的想法之時，實際上會受到其他較早形成之想法所影響，亦即，農民對有機農業的態度與其主觀行為控制受到其對環境與健康的態度、對資訊的態度及社會規範所影響。因此，本研究在此子題著重於探討有機農民與慣行農民之間，其在有機態度形成之影響因素是否有所不同。

本研究參考過去使用計畫行為理論檢視農民採用有機農法意圖之文獻架構設計(De Cock, 2005; Läpple and Kelley, 2013、王明好等, 2011; 吳明峰, 2011)，將農民態度區分為對有機農法的態度、對環境與健康的態度以及對資訊的態度等三構面，其中對有機農法的態度又進一步區分為認為採用有機可能對環境與健康有益，以及認為採用有機可能對經濟造成的影響。雖然對於有機農法可能造成經濟影響的看法亦為農民採用有機農法的考量因素之一，但其本質與文獻中有關態度構面的討論不同，因此，將之納入第二部分，以討論經濟考量對採用行為之影響，而不納入本子題之有機態度形成分析。

有關農民對於有機農業的態度，本研究採廣義解釋，由採用有機可能對環境與健康有益以及對於有機農法的主觀行為控制，來代表農民對於有機農法的態度。基於目前有機觀念逐漸興起，本研究預期，對資訊持較開放態度之農民，其對有機農法之想法亦會較為正面；而對資訊態度持開放態度者亦較有機會接收到有關有機耕作方法、耕作資材、補助或貸款等的訊息，其主觀行為控制也較高。就農民對環境與健康的態度而言，此態度越正向，代表該農民對於愛護環境與照顧健康越為重視，因而對於環境與健康皆有益處之有機農法也會抱持較為正向的態度。同樣地，重視環境與健康之農民，其平時的田地管理，即較傾向於避免化學製劑的使用，因此對這些農民而言，有機農法的管理方式並不困難，因而會有較高的主觀行為控制。農民四周之參考人(如家人、親朋好友等)若對有機農法抱持越高的評價者，農民對有機農法的態度自然越為正向。同樣，農民的參考人若認為有機較易施行，農民對有機的行為控制也可能較高。綜合以上觀點，本研究將農民對有機農業是否對環境與健康有益的看法與其主觀行為控制結合為對

有機農法的態度指標，以探討計畫行為理論其他構面對於農民有機態度形成之影響。

採用有機農法之農民與慣行農民在其有機態度之形成是否有所差別是本文題的另一討論重點。因此，本研究將代表採用與否之虛擬變數及其與各構面的交乘項納入模型之中。由於過去文獻並未就農民對有機之態度形成有所討論，因此並無先前實證結果可供參考。

除了考量態度構面與採用行為外，本研究亦將基本特徵變數納入實證模型之中。本研究對於基本特徵變數的選擇係參考許多有機農法之相關文獻，國外文獻包含 Bolwig *et al.*(2009)、Läpple(2010)、Zingg *et al.*(2011)及 Finger and Lehmann (2012)等，國內文獻則參考許世宏等(2010)、林宗榮(2000)以及黃晶瑩(2001)等。實證模型之特徵變數包含年齡、教育程度與土地面積等。在本研究實地訪問過程中，發現租地面積大小可能影響農民對於有機農法之態度；對一般農民而言，租地面積大代表經濟負擔相對較重，因此對產量較低的有機農法較有可能持保留態度；因此將租地面積納入自變數之中。一般會將耕作年資及性別視為農民特徵的重要考量，但由於富里鄉農民之耕作年資與年齡間存在高度相關(見第一章)，本文僅選取農民年齡，作為解釋有機農法態度差異的變數之一。性別之所以未納入本研究考量，則是由於樣本農民多為男性，因而不考慮性別。

本文題之分析先依構面別利用主成分分析法計算個別構面之指標。將農民對有機農法對環境與健康是否有益之態度及其主觀行為控制兩構面結合為有機態度指標，亦是利用主成分分析法完成。根據主成分分析法產生的農民有機態度指標值，本研究進一步依中位數將農民區分為對有機持一般與持正向態度者兩子群，並以 $A_{OR} = 0$ 代表一般態度， $A_{OR} = 1$ 代表正向態度。實證模型之自變數包含對資訊的態度 (A_{INF})、對環境與健康的態度 ($A_{E\&H}$) 以及主觀社會規範 (SN) 等三構面指標。考量有機農民與慣行農民在有機農法態度形成之不同，本研究將採用與否之虛擬變數 (W_i) 以及其與其他計畫行為理論構面的交乘項納入模型。此外，解釋變數亦包含年齡與教育程度等農民個人特徵。

以向量 S 代表個別農民對資訊、對環境與健康的態度以及主觀社會規範， z_i 代表基本特徵變數形成之向量， α 與向量 β 、 γ 及 δ 代表參數，則：

$$\Pr(A_{OR,i} = k | \mathbf{S}, \mathbf{z}, W) = \frac{\exp(\boldsymbol{\beta}\mathbf{S}_i + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{z}_i + \alpha W_i + \boldsymbol{\delta}(\mathbf{S}_i \times W_i))}{1 + \exp(\boldsymbol{\beta}\mathbf{S}_i + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{z}_i + \alpha W_i + \boldsymbol{\delta}(\mathbf{S}_i \times W_i))}, k = 0, 1. \quad (3-25)$$

下標 i 在此代表農民。若以 logistic 迴歸模型中之勝算表示，則慣行農民對有機農法持正向態度的勝算可表示為

$$\left(\frac{\Pr(A_{OR,i} = 1 | W_i = 0)}{1 - \Pr(A_{OR,i} = 1 | W_i = 0)} \right) = \exp(\boldsymbol{\beta}\mathbf{S}_i + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{z}_i), \quad (3-26)$$

就採用有機農法之農民而言，其對有機農法持正向態度的勝算則為，

$$\left(\frac{\Pr(A_{OR,i} = 1 | W_i = 1)}{1 - \Pr(A_{OR,i} = 1 | W_i = 1)} \right) = \exp((\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\delta})\mathbf{S}_i + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{z}_i + \alpha), \quad (3-27)$$

因此，有機農民相對於慣行農民之勝算比 (odds ratio) 為，

$$\frac{(\text{odds}_{A_{OR,i} = 1 | W_i = 1})}{(\text{odds}_{A_{OR,i} = 1 | W_i = 0})} = \frac{\exp((\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\delta})\mathbf{S}_i + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{z}_i + \alpha)}{\exp(\boldsymbol{\beta}\mathbf{S}_i + \boldsymbol{\gamma}\mathbf{z}_i)} = \exp(\alpha + \boldsymbol{\delta}\mathbf{S}_i), \quad (3-28)$$

本研究在第一子題也討論不同採用時點之有機農民對於有機農業的看法是否相同。本研究參考 Läßle and Rensburg (2011) 的研究，將採用有機農法的農民進一步區分為早採用之有機農民與晚採用之有機農民，並與慣行農民形成三項互斥的選擇 (mutual exclusive choices)。由於羅山村的成立恰在富里鄉的有機發展過程中為一時間中點，也因為有機村的成立，使許多民間團體及學者開始對有機產業進行研究，逐漸重視有機農法，因此在第二子題的研究中是以羅山有機村成立的時間 (民國 91 年) 作為早採用與晚採用之界定。又，本研究蒐集之有機農民樣本採用時間中位數恰與羅山有機村成立之時間相同，說明樣本的採用時間分布也符合以羅山村作為分界點。

二、農民採用有機農法之影響因素分析

在訪問過程中，本研究發現採用有機農法之農民由於經濟因素、環境因素、健康因素等不同考量，因而做出採用之決定，而未採用的農民絕大多數均反映有

機農法於管理方面與慣行農法的不同及不適應、認為有機農法太困難、利潤太低或不認為有機農法對健康及環境較好等，因此仍維持慣行農法的生產模式。故由實際訪談過程中的發現，本研究在實證應用計畫行為理論時，以實際採用行為代替原計畫行為理論架構中之行為意圖。

第二子題之研究重點在於探討計畫行為理論各構面及農民的經濟考量對農民採用行為的影響；在此子題下，本研究將農民對有機農法造成之經濟影響的看法視為影響農民採用行為之主要因素，而不將之視為計畫行為理論架構中的態度構面。由於在本研究所回顧的文獻之中，如 Läßle (2010)、Läßle and Rensburg、Khaledi *et al.* (2010)、Kallas *et al.* (2010) 等，於討論採用有機農法之行為或討論農民對有機農業之態度時，皆將經濟考量視為重要的影響因素，而部分文獻以探討有機農民與慣行農民間之經濟差異為研究主軸(如 Argliés and Brown, 2010；Uematsu and Mishra, 2012 等)。因此，本文將經濟考量獨立為一構面。

在計畫行為理論架構下，態度、主觀社會規範、主觀行為控制等因素都會對有機農法採用意圖產生影響。前人發現，農民對於有機農業的態度越正向、對環境與健康越重視、社會規範對有機農法之看法越正向或主觀行為控制越高，則採用意圖也隨之提高 (De Cock, 2005；Läßle and Kelley, 2013；王明好等, 2011；吳明峰, 2011)，對資訊的態度亦然，越開放積極者採用機會較大 (Dimera and Skuras, 2003)。因此，可以預期這些構面會正向影響農民的有機農法採用行為。在經濟考量方面，過去研究農民採用意向之文獻均將農民之經濟考量納入研究範疇，並發現有機農民對於有機農法之經濟影響相當正向及較不在意經濟因素之結果 (De Cock, 2005；Kallas *et al.*, 2010；Läßle, 2010 等)，本文預期農民對有機農法所帶來之經濟影響有正向看法，且會與採用有機農法之行為存在正向的關係。本子題在農民與農場之基本特徵則選擇與第一子題相同的變數，包含年齡、教育程度、土地大小及租地大小等。

如同第一子題的研究，本研究先利用主成分分析法產生三個態度構面、社會規範及主觀行為控制指標。由於採用行為是二元變數，因此同樣使用 logistic 模型檢視農民採用有機農法之影響因素。

技術採用相關文獻的另一個主要研究方向是考慮技術採用者的進入時間；然

而在有機農法採用因素的研究中，此類研究並不多見，僅 Flaten *et al.* (2006)、Best (2008) 以及 Läpple and Rensburg (2011) 等。其中，Flaten *et al.* (2006) 與 Best (2008) 僅考慮不同時點採用農民間的差別，Läpple and Rensburg (2011) 則進一步加入慣行農民，以比較各採用組與慣行農民的差異。由於早採用、晚採用與不採用為三項互斥的選擇，因此，本文在考慮技術採用進入時間的分析部分係選用多變項 logit 模型。多變項 logit 模型不同於排序的 logit 模型(ordered logit)，前者的組別編號為質化資料，不具大小或等級、程度上的意義，但後者的組別編號則具有大小或程度上的意義。本研究之實證多變項 logit 模型將慣行農民設定為 $D = 1$ ，晚採用者為 $D = 2$ ，早採用者為 $D = 3$ 。另定義向量 \mathbf{x} 代表計畫行為理論架構下各構面的指標值， E 代表農民之經濟考量，向量 \mathbf{z}_i 代表農民與農場之基本特徵，則各組農民的機率為：

$$\Pr(D = k | \mathbf{x}_i, E_i, \mathbf{z}_i) = \frac{\exp(\boldsymbol{\eta}_k \mathbf{x}_i + \kappa_k E_i + \boldsymbol{\lambda}_k \mathbf{z}_i)}{1 + \exp(\boldsymbol{\eta}_k \mathbf{x}_i + \kappa_k E_i + \boldsymbol{\lambda}_k \mathbf{z}_i)}, \quad k = 0, 1, 2, \quad (3-29)$$

上式中， $k = 1$ 代表慣行農民， $k = 2$ 及 $k = 3$ 分別代表晚採用及早採用之有機農民。

為求出唯一解，一般的作法是將基準組(此處為慣行農民)之係數設定為零，即不採用有機農法(即採用慣行農法)之機率為

$$\Pr(D_i = 1 | \mathbf{x}_i, E_i, \mathbf{z}_i) = \frac{1}{1 + \sum_{k=2}^3 \exp(\boldsymbol{\eta}_k \mathbf{x}_i + \kappa_k E_i + \boldsymbol{\lambda}_k \mathbf{z}_i)}, \quad (3-30)$$

則晚採用與早採用之機率分別為：

$$\Pr(D_i = k | \mathbf{x}_i, E_i, \mathbf{z}_i) = \frac{\exp(\boldsymbol{\eta}_k \mathbf{x}_i + \kappa_k E_i + \boldsymbol{\lambda}_k \mathbf{z}_i)}{1 + \sum_{k=2}^3 \exp(\boldsymbol{\eta}_k \mathbf{x}_i + \kappa_k E_i + \boldsymbol{\lambda}_k \mathbf{z}_i)}, \quad k > 1, \quad (3-31)$$

根據以上定義，相對採用慣行農法，晚採用與早採用有機農法的對數勝算比分別為

$$\ln \left(\frac{\Pr(D_i = 2)}{\Pr(D_i = 1)} \right) = \eta_2 \mathbf{x}_i + \kappa_2 E_i + \lambda_2 \mathbf{z}_i, \quad (3-32a)$$

$$\ln \left(\frac{\Pr(D_i = 3)}{\Pr(D_i = 1)} \right) = \eta_3 \mathbf{x}_i + \kappa_3 E_i + \lambda_3 \mathbf{z}_i. \quad (3-32b)$$



後續估計步驟如同一般的 logistic 模型，先定義對數勝算值，再進行最大似似函數之估算。

三、採用有機農法對於收入、成本與利潤之影響

本子題之研究重點在於採用有機農法是否對有機農民之收入、成本與利潤產生顯著影響，亦即，研究目標為受試者平均試驗效果之估計，而非全樣本之平均試驗效果。由於應用傾向分數的三種方法均依兩階段的方式進行，因此，以下先說明估算傾向分數的實證模型，再依序說明如何應用傾向分數配對、分層與迴歸調整來估算受試者平均試驗效果之實際操作。本研究在計算傾向分數時，係將問卷中所有態度、社會規範與主觀行為控制等問項納入，而考量的基本特徵變數則包含年齡、教育程度及土地面積等。

在計算傾向分數後，根據前一節所介紹的配對法及變數調整法來估算受試者平均試驗效果。本文實證上不使用分層分析法，由於樣本需分為五層才能達到百分之九十的解釋能力 (Cochran, 1968)，但在本文之調查資料中，經濟變數係透過實地訪問後加以估算，受限於無法考量個別農民的農場管理方式，實際分層中無法使各層中同時存在有機農民與慣行農民，因此不符合 Roesnbaum and Rubin (1983) 在其推論 4.3 中對使用分層分析法設定的條件。

首先說明如何利用傾向分數進行共變數調整以估計受試者平均試驗效果。由於控制傾向分數等同於控制各變項的差異，因此，根據 Rosenbaum and Rubin (1983) 與 Austin (2011) 所提出的步驟，本研究直接將採用有機農法後的結果 (在此即經濟變數) 對代表採用與否之虛擬變數與傾向分數進行迴歸，虛擬變數的估計係數即為受試者之平均試驗效果估計值。定義 Y 為農民之經濟變數，則受試者之平均試驗效果可以下式估計：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 W_i + \beta_2 e(\mathbf{x}_i) + u_i, \quad W_i = 0, 1, \quad (3-33)$$

其中， $\bar{e}(\mathbf{x})$ 為樣本之傾向分數平均。

利用 (3-33) 式的估計值計算 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \bar{e}(\mathbf{x})$ ，即為受試者平均試驗效果之估計值，代表農民採用與不採用有機農法之結果（經濟變數）差異。本文另估計早採用與晚採用農民之受試者平均試驗效果，將 (3-33) 式中，採用與否之虛擬變數以兩虛擬變數 D_E 及 D_L 取代，設定早採用者 $D_E = 1$ ，晚採用者 $D_L = 1$ ，以表示採用早晚與不採用三個子群：

$$Y_i = \omega_0 + \omega_1 D_{E,i} + \omega_2 D_{L,i} + \omega_3 e(\mathbf{x}_i) + u_i, \quad D_{E,i} = 0, 1, \quad D_{L,i} = 0, 1, \quad (3-34)$$

透過上式，我們可以同樣方法估計不同組別之受試者平均試驗效果之差異。但根據 Imbens 與 Rubin (2009)，變數調整法所需之假設相當強，只有在變數調整需要的假設滿足，因果關係之估計方可以變數調整得之。因此，本研究進一步以傾向分數配對法估計受試者平均試驗效果。

本研究所使用之配對原理為貪婪配對法中的最近相鄰尺度配對。利用計算出的傾向分數，首先將傾向分數小數點以下八位數均相同者進行配對；待配對完成後，開始以小數點以下七位相同者進行配對，如此重複直到小數點後一位。為確認利用傾向分數配對後是否確實得到類似隨機分派 (random assignment) 之樣本，本研究於配對前後各進行一次 Wilcoxon 符號排序檢定 (Wilcoxon signed rank test)，檢視配對前兩組樣本顯著不同的變數是否能透過配對去除組間的差異，即兩組間之差異在配對後呈現統計上不顯著。

Wilcoxon 符號排序檢定假設樣本中某變數 X 的中位數為特定值，即虛無假設為 $H_0: m = m_0$ 。則計算檢定統計值的步驟依序為：(1) 將各觀察值減去 m_0 ，計算 $X_i - m_0$ ；(2) 將前一步驟中計算出之數值加上絕對值，得 $|X_i - m_0|$ ；(3) 將 $|X_i - m_0|$ 進行升冪 (ascending) 排序，得到排序順位 R_i ；(4) 將 $X_i - m_0$ 之符號加入 R_i 中，並計算所有 R_i 之加總，即得 Wilcoxon 符號排序檢定統計值。Wilcoxon 符號排序檢定類似符號檢定 (signed test)，但更為敏感 (sensitive)，為一種無母數的檢定方法。此處用來檢定成對樣本在控制傾向分數後是否仍存在統計上顯著

的差異，其在大樣本時結果類似 t 檢定，但在小樣本時則比 t 檢定更為嚴格（顏月珠，2006；Hogg and Tanis，2010）。

進行配對後，本研究進一步利用 Wilcoxon 等級加總檢定（Wilcoxon rank sum test）比較有機與慣行農民在經濟表現上的差異是否顯著。Wilcoxon 等級加總檢定可視為無母數檢定中的 t 檢定，其目的同樣是用做檢定兩群體間差異是否顯著。當兩群體之樣本數不同時，則稱之為 Mann-Whitney 檢定。Wilcoxon 等級加總檢定先假設群體 $X_{1,1}, X_{1,2}, \dots, X_{1,n}$ 之中位數為 m_1 ， $X_{2,1}, X_{2,2}, \dots, X_{2,n}$ 之中位數為 m_2 ，且各自服從分配 $F_1(\mathbf{x}_1)$ 與 $F_2(\mathbf{x}_2)$ 。定義 R_i 為 $X_{i,j}$ 之排序等級，其中 $i=1, 2$ 且 $j=1, 2, \dots, n$ ，則可以計算出兩樣本之等級和，分別為

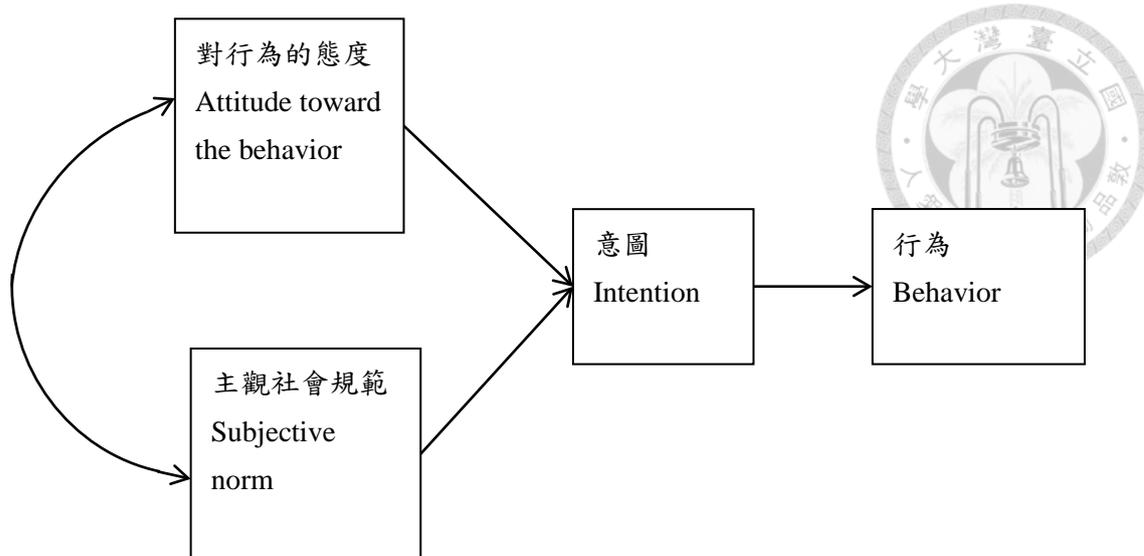
$$W_1 = \sum_{j=1}^n R_{1,j}, \quad W_2 = \sum_{j=1}^n R_{2,j}, \quad (3-35)$$

兩樣本之等級和的加總為 $W_1 + W_2 = 1 + 2 + \dots + n = n(n+1)/2$ ，而進一步計算 $u = W_1 - n(n+1)/2$ ，即為 Wilcoxon 等級加總檢定之統計量（顏月珠，2006）。

除了利用無母數方法進行初步檢定，本文將進一步以各農民組別間的平均差異估計受試者平均試驗效果。由於配對樣本已控制各觀察值之傾向分數差異，因此，依循 Rosenbaum and Rubin（1983）與 Austin（2011）之作法，直接將採用與不採用有機農法的結果（在此為經濟變數）對採用與否進行迴歸，估計係數即為受試者之平均試驗效果之估計值，

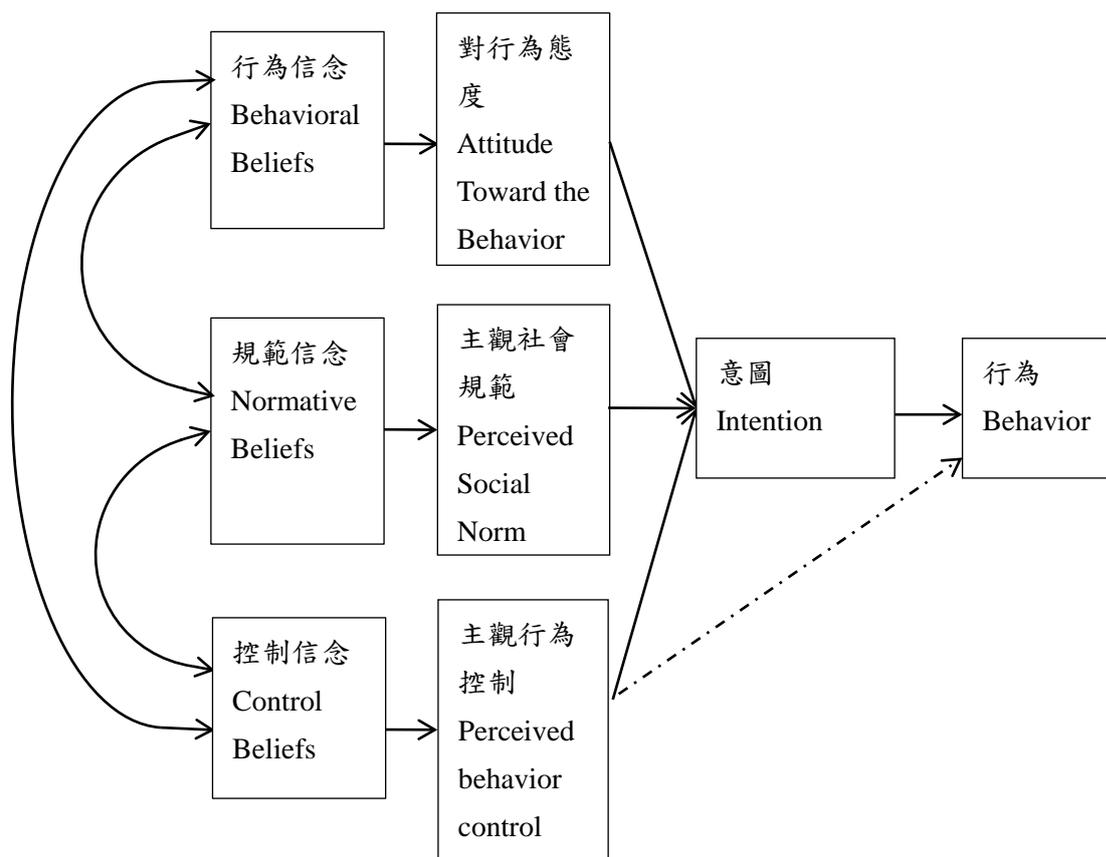
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1(W_i | e(\mathbf{x}_i)) + u_i, \quad W_i = 0, 1, \quad (3-36)$$

(3-36) 式中之 β_1 即代表配對樣本之受試者平均試驗效果。



資料來源：Ajzen (1988)

圖 3-1 合理化行為理論架構圖



資料來源：Ajzen (2006)

圖 3-2 計畫行為理論架構圖

第四章 資料概述與變數說明



第一節 資料來源與說明

此節主要說明本研究之問卷設計、問卷發放對象及試訪之信度與效度。本研究在問卷設計上，主要是參考過去使用計畫行為理論架構的相關文獻，包括 Läßle and Kelley (2013)、De Cock (2005)、王明好等 (2011) 及吳明峰 (2011) 等，並參考其他有關採用有機農法之行為或意向的研究。本節第一部分就本文之問卷設計概念及考量做一詳細介紹；第二部分討論試訪問卷之信度與效度；第三部分則說明實際訪問時的抽樣方法以及訪問結果。

一、問卷設計

本研究之問卷設計主要參考過去有關技術採用文獻的問項。以 Läßle (2010) 的問卷設計而言，其中包含了農民對環境之態度、農民對於經濟變數之態度、農民對於風險的態度，及農民蒐集資訊的態度四大項等。Läßle (2010) 這種區分方式使得最後問卷呈現每一分類下有相當多類似的問題，且在不同面向的問題間彼此重複性甚高。Kallas *et al.* (2010) 也將問卷設計分為四大項：主觀認知、農民接受到的刺激 (incentives)、農民的意見與農民的目標。該研究設計問卷不以農民實際考量的面向為設計基準，而是以不同層次的想法與考量加以劃分，再將實際考量的因素如經濟、風險等納入每個層次的問項內。De Cock (2005) 則依循計畫行為理論的架構設計問卷，其中包含農民的態度、主觀認定的社會壓力、主觀認定的可行性以及農民或農場追求的目標等。

在問卷設計上，為避免如 Läßle (2010) 之問卷設計造成資訊重疊的問題，本研究因此結合了上述 Kallas *et al.* (2010) 與計畫行為理論的架構；問卷順序為先詢問農民初始的態度，再詢問在接受刺激¹⁶ (包含特定事件、社會壓力等) 後，產生的目標為何。態度構面區分為對資訊、環境、健康以及對有機農業的看法。在刺激方面，則考慮農民可能受到之外界因素影響，諸如社會互動、特定事件的發生等。在此架構之下，本文另外又參考王明好等 (2011)、陳志綸 (2007)、吳

¹⁶ 此處的刺激並非一般所指「刺激」之意，而是指農民由初始態度形塑其目標之過程中的中介因素。

明峰（2011）以及許世宏（2010）等以臺灣農民為研究對象進行的調查問卷；除了在題意表達上做出調整之外，也增加一些題項，以設計出適合本研究之問卷。

本研究共設計兩種問卷，分別就有機農民與慣行農民進行訪調。兩種問卷採取相同的架構，除了基本問項之外，尚包含資訊取得態度、對環境與健康的態度、對有機農業的看法、社會壓力、對有機農法可行性的看法、特定因素的影響及轉變的目標等，共計八大類問項，並以此問卷進行試訪。由於施測對象之不同，兩種問卷只在內文字句上酌予調整，以避免在訪問過程中不適切文句的出現。

針對如何衡量受訪者的態度，心理學研究中常見的方法為 Guttman 量表、Thurstone 量表、李克特量表(Likert scale)以及語意差距衡量法(Osgood's semantic differential technique)等。四種方法中，由於李克特量表之構成較為簡單，且調查訪問所需耗費之時間較少，因此被廣泛用於各領域的研究中。本文故而選用五項式李克特量表來衡量農民的態度。李克特量表由非常同意、同意、無意見、不同意及非常不同意等五個尺度構成，對受訪農民而言，可相當程度呈現其想法或看法。李克特量表雖然是各種衡量態度的問卷設計中能最快取得資料的方法；然而，必須進一步檢定問卷設計之信度與效度，以確定問卷設計合宜。學界對於採用李克特量表之問卷應以幾個尺度較為合宜有諸多討論，部份研究認為七項的量表設計（即保留無意見的選項，但將同意或不同意兩面改為三種層次）能得到最高的效度（Fishbein and Ajzen, 1975；Brown et al., 1976）。然而，基於受訪者易於閱讀及較易作答的考量，本研究僅採用五項李克特量表。

二、問卷的信度與效度

有學者指出，使用調查方法蒐集資料時，在正式蒐集資料前，應先進行試訪調查，並對試訪的結果進行信度（reliability）與效度（validity）測試（Boyd Jr. et al., 1989）。信度是指測量結果的穩定性與一致性，可以顯示問卷之間項間是否相互符合。高穩定性代表同一群人在不同場合下接受同樣的訪問，每次訪問結果呈現之差異性低；而一致性則代表同一群人接受訪問，其結果呈現高度相關；因此，以具有高信度的問卷內容對同一群人進行重複量測，其所得結果將相當接近。

統計上有許多用來衡量信度的統計量，其中包含再測信度 (test-retest reliability)、副本信度 (alternate-form reliability)、折半信度 (split-half reliability) 與 K-R 信度 (Kuder-Richardson reliability) 等 (許禎元, 2004)。本文採用 Cronbach (1951) 基於 K-R 信度發展出之 Cronbach alpha 係數做為信度衡量指標，該指標為目前社會科學領域中最為廣泛使用的信度檢測工具。使用整體信度 α 係數值作為信度檢測的結果應介於 0 與 1 之間，而越接近 1 則代表信度越高，一般認為該係數大於 0.7 即為具有高度信度的問卷 (黃俊英、林震岩, 1994)。

問卷的效度是指問卷設計是否具有達成研究目的所需之特質；無論信度多高，低效度都會使得量測毫無意義。由於效度是測量分數與研究欲探討的特質之間的關聯，因此，效度僅能區分程度上的不同 (許禎元, 2004)。採用問卷做為測量工具之時，通常會透過內容效度 (content validity) 及構念效度 (construct validity) 衡量其效度。內容效度一般是指問卷設計能切合主題之程度，研究人員必須蒐集與其研究理論架構相關的問題及變項以涵蓋研究目的。內容效度的檢定一般是由專家判斷測驗問題與研究主題的關係。構念效度則是指調查訪問時，所能衡量出理論概念的程度。若將測量所得結果與其他命題結果結合，發現呈現預期的相關，即表示該問卷具有構念效度，因此是一種相關性的概念。衡量構念效度通常採用因素分析法 (factor analysis)，找出同樣面向下各問項間的共同因素，因此，可以由因素分析法得知問卷中涵蓋了多少構面 (許禎元, 2004)。

本研究問卷於 103 年 2 月 24 日至 28 日進行試訪，調查範圍以花蓮縣富里鄉羅山村、竹田村及富里村為主，共訪問有機農民 22 位，慣行農民 8 位。經檢視試訪回收問卷後，扣除一份有機農民之無效問卷，共計 29 份試訪問卷。根據試訪問卷的信度分析結果，得到的整體信度 α 係數值 (Cronbach's alpha) 為 0.81，標準化後的 α 值則為 0.84，代表本研究試訪問卷在有機與慣行農民相同的問項部分呈現相當高的一致性與穩定性，因此在結構與問項上並無修改的必要。本研究並在實際發放前，就問卷內容與富里鄉農會推廣員進行討論，再加以修正，因此亦具備一定的內容效度。就構念效度而言，經過因素分析，計算所得各特徵值 (eigenvalue) 所佔之機率與累積機率如表 4-1。八個構面中之累積解釋變異程度已超過 70%，故本研究之問卷設計應能有效達到研究目的。然而，由於在試訪的

過程中，大部分受訪農民表達問題數目過多及部份問項重複性的意見，再加上實際訪問操作難度的考量，本研究在試訪之後將問卷在原有架構之下進行刪減，並根據因素分析之結果，保留各大項下主要題目，再將各大項整併，且將一些問項語句重新編排，以降低農民閱讀的困難度。因此，正式問卷架構連同農民與農場之特徵變數共 6 大項。為求嚴謹，本文於正式問卷回收後另進行信度與效度的檢定；正式問卷的整體信度 α 係數值雖僅達 0.5237，但由於本文試圖結合計畫行為理論與其他構面的考量，包含對資訊的態度以及對經濟的考量，因此可以視為一開創性的研究，而根據 Henson (2001) 的觀點，測量某種想法或構念之先導性研究，信度係數在 0.5 至 0.6 之間已足夠。在效度方面，根據因素分析的結果，前六個因素可解釋資料之總變異達 0.7977，因此正式問卷亦具備相當高的效度。

三、研究對象及抽樣方式

為控制不同地區在稻米品種及生產條件上的差異，並且考量實際研究經費與時間上的限制，問卷施測鎖定於一個地區進行。本研究利用「有機農場整合資訊系統」調查全臺灣各縣市種植稻米的有機農場數目。經統計後¹⁷發現，花蓮縣種植有機稻米的農場數目最多，於全臺 651 家有機農場中即佔 324 家，另外該地區處於轉型期的農場亦有 74 家。進一步的統計發現，花蓮縣的有機稻米生產以富里鄉為大宗，因此，本文以富里鄉的稻農為主要調查對象。由於轉型期農場尚未達到真正有機的標準，因此本研究並未將之納入訪問對象。

在與富里鄉農會推廣員連絡後，得知農會輔導的有機產銷班共計四班，即富里鄉有機米產銷班第一班、第二班、第四班與第十八班。農會輔導的四班有機產銷班總約計 180 人，耕種面積約 330 公頃，且全數分布於竹田村以南。為了與有機農民進行對照，本研究訪問之慣行農民主要分布在竹田村周邊，如新興村、萬寧村；以及竹田村以南，包括羅山村、石牌村、富里村、永豐村、豐南村、富南村與學田村。

本研究之抽樣方法採方便抽樣；方便抽樣是在研究經費及時間限制下取得樣本之最快速且簡便的方式（許世宏等，2010）。由於採用方便抽樣，部分慣行農

¹⁷ 統計日期：103 年 1 月 10 日

民的樣本來自富里鄉地理位置較偏北的村里，如萬寧村、新興村及東里村等。施測問卷時，以一戶一份且受訪者為該戶主要從事農事者為主。此外，為了進行傾向分數配對，訪談設定以 60 份有機農民問卷與 100 份慣行農民問卷為目標。本研究最後共蒐集 184 份問卷，扣除種植其他作物者以及無效問卷後，共計取得 111 份慣行農民與 57 份有機農民之有效樣本。在 57 名有機農民中，有 17 位是兼作農民，即同時採用有機農法與慣行農法於不同耕地耕種之農民；因樣本數之限制，本研究並未特別由有機農民中區分出兼作農民。

第二節 變數定義說明與基本統計特性

試訪問卷經調整後，共分為六大項。本研究將問項前後次序重新編排以避免相似問題之出現。最終問卷內容共包含可行性、特定因素影響、採用目標、資訊取得態度以及對環境與健康的態度五項態度構面及基本特徵。可行性部分的問項主要參考使用計畫行為理論架構之文獻（如 Läpple, 2011；王明好等, 2011）。而除了可行性外，本研究在問卷設計上亦包含易行性之概念。在此架構下的問項包含「停止化學農藥與肥料會影響農作物產量」、「鄰近農民的耕作方法會影響到我使用有機農法」、「有機農法會花費許多時間」等。透過這些問項，我們可以大致瞭解農民對於有機農法的想法及採用有機農法的實際考量。此外，由於農民採用有機農法可能受到特定事件，如政府補助，或因他人介紹的影響因而採用有機農法，本研究將此類因素納入於特定因素的影響之中。農民對於環境與健康的態度則包含其單純對環境與健康的想法，以及農民對有機農法可能對環境與健康的影響兩部份。

本研究在資訊取得態度的問項設計主要參考 Genius *et al.* (2006) 的作法，由此類問項捕捉農民蒐集資訊的態度可能對其採用有機決策所產生的影響。資訊取得問項之內容包含受訪人平時是否會主動尋找資訊，以及處理資訊時對於資訊保持開放或封閉的想法等。對環境與健康的態度問項則參考許多文獻中的問卷設計（如 Kallas *et al.*, 2010；Läpple and Kelley, 2013；Darnhofer *et al.*, 2005），檢視農民對於環境與健康的重視程度。此外，本研究進一步將愛護環境以及注重身體健康分別與經濟因素做一對比，詢問農民在經濟因素考量下，是否仍不改變

其對環境與健康的態度。農民之目標問項則參考 Kallas *et al.* (2010) 的設計，將農民採用有機農法的目標區分為經濟因素、健康考量、環境考量、為了領取較多補助，或沒有特定目標，純粹受他人影響等五類。

因應不同研究子題，本文在分析問項的選取與變數定義上亦不完全相同。在各命題之分析中，考量的共同因素為農民與農場之特徵變數，農民特徵包括農民年齡與教育程度，過往文獻中所考量的耕作經驗（年資）則因在本研究樣本中與農民年齡高度相關，兩者相關係數高達 0.8536，故未納為農民之特徵變數；農場特徵除了包含農地大小，亦考量農民之承租地大小。

富里鄉的有機農業發展可以概略依其地理位置，及各區域採用有機農法之狀態劃分為四區域。有關各區域之特色如表 4-2 所示。區域一包含竹田村、羅山村、富里村與石牌村，此四村地緣上互相接壤，均在秀姑巒溪以東，由河床地向東延伸至海岸山脈，且皆位於台九線東西兩側。區域一的有機農法採用情形以羅山有機村為主；鄰近村里中，農會於竹田村推行一有機稻米產銷班，富里、竹田、石牌等村中亦有許多農民與碾米廠契作生產有機稻米。區域二包含永豐村及豐南村，皆位於台 23 線上，台 23 線沿鯨溪而建，蜿蜒進入海岸山脈中；此區許多農民皆種植有機稻米，因此成為米廠與產銷班有機米的重要契作產地。區域三僅包含學田村，其與台 9 線以秀姑巒溪相隔，位於秀姑巒溪以西及中央山脈下之花東縱谷中。區域三以學田村為主，為臺灣第一批進入有機農業的農民（見第一章），至今仍有多位農民種植有機稻米，富南村則僅有部分農民生產有機稻米並與產銷班有契作關係。區域四包含明里、新興、萬寧等三村及玉里鎮，皆位於竹田村以北或以西；此區所有稻農皆採行慣行農法。

表 4-3 所列為本研究樣本農民與農場基本特徵之基本統計量。將表 4-3 與農委會公布之農業統計資料及過去文獻中的資料對比可以發現，本研究樣本中，農民平均年齡為 56 歲，較民國 101 年全臺農業就業人口之平均年齡 53 歲高約 2.5 年，顯示農民整體年齡略高於全臺平均。受訪農民之教育程度平均約為九年，標準差為三年，表示多數受訪農民之教育程度介於國小畢業與高中或專科畢業之間，與吳明峰（2011）農民班會調查之資料以高中職、專科及大學最多之結果相比，本研究樣本中的農民教育程度較低。平均農地大小為 4.09 甲，相較於全

臺平均僅約 1.5 甲之耕地面積，比平均面積要大上許多；然而，由於樣本標準差高達 4，表示農地大小之差異性頗高。究其原因，可能是由於樣本中有少數農民耕作面積達十餘甲甚至數十甲¹⁸，導致樣本有如此歧異。租地面積在過去文獻中並未討論，因此無從比較。雖然許世宏等(2010)一文曾問及農民之土地所有權，但亦未考量租賃面積。

本研究進一步將農民區分為早採用有機農民、晚採用有機農民與慣行農民三群，分別呈現於表 4-4 至表 4-6 中。由表 4-4 之統計可以發現，平均而言，慣行農民較為年輕，而在有機農民中，又以早採用者的年齡較高；早採用與晚採用兩群農民的教育程度則並無明顯差異。三群農民的耕地面積亦有所差異，平均而言，慣行農民面積最大，晚採用農民最小。再就租地面積大小而言，平均而言慣行農民與早採用之有機農民間並無明顯差異，但晚採用農民的租地面積則小於慣行與早採用農民。

一、研究子題一

本研究在此子題探討計畫行為理論架構下之主觀社會規範、對資訊以及對環境與健康之態度及基本特質等因素，其對於農民有機態度形成之影響。因此，依循原問卷設計之想法，由問卷中有關可行性、特定因素影響及採用目標等三大項的題項，抽出整合為對有機之態度構面。本研究利用主成分分析法將相關問題整合為構面指標；詳見第三章的說明。此子題之應變數部分，對有機的態度共包含十一個問項，又可細分為農民對有機農法的環境或健康影響之態度與主觀行為控制兩部分，並於此研究子題下整合此兩構面，以探討其他計畫行為理論構面如何影響農民對於有機農法的整體態度。主觀行為控制部份，是由問卷中有關可行性的六個問項所整合而成，如「我覺得有機農法太困難，不易實行。」、「有機農法會花費許多時間」等；其中包含可行性與易行性之概念參考王明好等(2011)。由於本文將研究重點著眼於農民有機態度的形成，此處僅衡量整體的主觀行為控制，不另區分其中之可行性與易行性各自的影響效果。

自變數部分，對資訊的態度主要探討來自農民間的資訊流通，故衡量受訪農

¹⁸ 這些農民的田地未必全位於富里鄉，有很大一部分是在鄰近鄉鎮，如玉里、長良等地區，且為參加小地主大佃農計畫或向人承租。

民與他人交流資訊之態度。對環境與健康的態度則與前述考量採用有機農業對環境與健康的影響有所不同，而單純考量農民對環境與健康的重視程度。社會規範之問項則在探討其他農民的的想法或行為對於受訪農民的影響。此外，亦納入代表是否採用的虛擬變數以呈現有機農民與慣行農民在各構面上呈現的不同影響。

第一子題的變數基本統計量如表 4-7。表 4-7 中，對有機農法之態度指標平均值為 3.37，另計算其中位數與第一、第三百分位數，由小至大分別為 3.1067、3.4345、3.6125，表示綜合有機農法對環境與健康之影響以及行為控制後，大部分農民對有機農法的態度較保留，但並不感到抗拒或排斥，因此，本研究於實證處理時，將對有機農法的態度指標值低於中位數者，視為持「一般」態度，即指對有機持不排斥與不抗拒的態度；若是有機農法態度指標值高於中位數者則視為持正向態度，表示對有機農法的看法較為正面。自變數方面，對資訊的態度指標平均值為 4.07，表示農民主觀認為自己對於資訊持較開放的態度。農民對環境與健康的態度也屬正向，平均值達 3.72。不過，農民的主觀社會規範平均值為 2.88，表示農民參考群體社會規範對於有機農法的想法並不如過往文獻抱持較為正向的態度（如 De Cock，2005；Läpple and Kelley，2013 等）；詳見表 4-7。

二、研究子題二

本研究於第二子題探討各計畫行為理論構面對於農民採用有機農法行為之影響，並將其對有機農業的態度進一步區分為其經濟考量（即農民認為採用有機農法會造成的經濟影響），及農民認為採用有機農法對環境與健康的影響。第二子題之應變數為農民採用與否的行為。原則上於研究子題一所使用的態度指標均為本子題迴歸模型之自變數；除對有機農法的態度以外，主觀行為控制、對資訊的態度、對環境與健康的態度以及主觀社會規範與第一個研究子題的設定相同。採用有機農法的經濟考量是利用問卷中的三個題項進行主成分分析整合為單一指標值，此三題項包含農民對成本的考量，政府補助多是否會想採用有機以及認為有機農法利潤較高等；採用有機農法對於健康或環境的影響，則以「有機對環境較好，所以我會採用」、「有機對健康較好，所以我會採用」及「比起慣行，有機對環境與健康較好」等三個問項進行主成分分析法加以整合。第二子題之變數定義與基本統計量如表 4-11 所示。

三、研究子題三

本研究之第三子題分析採用有機農法對於農民造成的經濟影響。本子題考慮的經濟變數包括單位面積成本、單位面積收入與單位面積利潤等三項。考量氣候變化對產量之影響以及農民耕作時多根據經驗判斷水稻種植過程中需要調整之處，故絕大多數的農民無法回答實際的產量與各期成本、收益等經濟變數之確切數值。因此，本研究以估算的方式概算農民的現金收入與成本。根據實地訪查結果，由大部分農民的回答中可發現農民平均¹⁹的耕作成本以及農作收入相當一致。不論有機農法或慣行農法，每期固定花費的耕作成本包含：(1)整地機具費用每甲 12,000 元；(2)插秧機具費用每甲 6,500 元；(3)秧苗每甲用量約 250 盤²⁰至 280 盤²¹；(4)秧苗單價每盤 32.5 至 33 元；(5)收割費用每甲 11,000 元。此外，若有承租農地者，每甲地租金約 45,000 元。

有機農法與慣行農法在成本上的不同在於肥料與農藥在用量與種類的差異。採用有機農法耕作時必須使用有機肥，而慣行農民則可自由選用化學肥、複合肥及有機肥。根據訪查的結果，採用慣行農法者多使用化學肥與複合肥，其每甲地施用肥料及農藥一般約需 20,000 至 25,000 元，有機農民在有機肥料的支出則約為 15,000 至 25,000 元。在爆發嚴重病蟲害之時，有機農民不僅較難控制疫情，其所施用之有機認證核可之藥物單價亦較高。

在產量方面，由於慣行農民可使用化學肥料與農藥來控制作物生長狀況與病蟲防治，因此其每甲地產量通常可達 11,000 斤至 13,000 斤；有機農民則因產量較難控制，因此，每甲地平均產量僅達 7,000 斤至 8,000 斤。在勞動成本部份，慣行農民以機具進行施肥及農藥噴灑，因此每期稻作所需人工成本僅約數千元或無須僱工。有機農民則以人工的方式拔除雜草，因此，需雇用人工兩星期或以上，但實際情況仍視僱工之能力與實際作業情形而不同。目前富里鄉之僱工行情約每人每天 1,000 元至 1,200 元不等，另需負擔僱工之飲食開支。

¹⁹ 此處的「平均」意指在實際耕作時的一般狀況，即無天災、無特別災害影響的情形。

²⁰ 盤：富里鄉稻農慣用的秧苗單位。秧苗場賣秧苗給農民時均採用此單位；另有人稱之為「箱」、「顆」。

²¹ 視個人管理方式決定，後述之肥料部分亦同，特別是有機農民，歧異性較大；但通常採用有機農法者為求通風良好減少稻熱病發生機率，每甲播種之秧苗盤數較少。

本研究於訪問過程中亦針對富里鄉農會肥料店主管進行訪談，以了解各種肥料與農藥之間的基礎性質與用法的不同，藉此釐清有機農民與慣行農民間之成本差異。根據訪談結果，使用有機與慣行農法在施肥成本上的差異主要來自於有機肥、複合肥與化學肥的肥份、包裝大小與單價均不相同。在肥份的差異上，化學肥可以快速有效的補充植物所需的特定營養素，如氮、磷、鉀三要素及其他微量元素；有機肥則僅使用天然成分，如芝麻粕、大豆粕等有機質加以製造，因此其提供之養分遠不如化學肥。若想達到與化學肥相同的成效，則必須施用 10 倍或 10 倍以上的有機肥。複合肥由於是以有機質為基礎，再添加植物成長需要的營養素，對於植物生長並無立即見效的作用。

就改善地力的功能而言，長期使用複合肥可為耕地補充有機質，維持土地肥沃度，也能減少化學肥料之用量，因此，多數採用慣行農法的農民會同時使用化學肥與複合肥，整地時以化學肥與複合肥混用，而於栽種過程中則多施用化學肥以使水稻迅速補充成長所需養分。肥料的包裝大小也因種類而有差異；有機肥通常為 20 公斤至 25 公斤裝，而複合肥及化學肥則多為 40 公斤裝。在價格的差異上，有機肥料每包單價依廠牌、種類的不同，約介於 250 元至 300 元之間；化學肥料則一般大約在 250 元上下；複合肥的價格約為單包 400 元。

在經濟變數之估算部份，本研究實際之估算方法係根據農民之耕地面積來概算現金收入與成本，整理如表 4-9。假設農民自有機器者其機具之貸款、保養、燃料費用與無自有機器之農民聘請他人代耕之成本相同²²，且各農民之田間管理方式²³與土地肥沃程度大致相同²⁴，則慣行農民與有機農民在整地、插秧與收割等三項基本花費上，每甲地約需 29,500 元。另，根據訪談結果，慣行農民與有機農民每甲地所需秧苗分別為 280 盤與 260 盤；以每盤 33 元計，則慣行農民購入秧苗每甲地需花費 9,240 元，而有機農民則約每甲地 8,580 元。若農民向國有財產局承租耕地，則每甲地租金為 10,000 元。肥料與農藥用量上，慣行農民每

²² 此假設是基於本研究調查抽樣之個別農戶經營面積最大者僅十餘甲，且戶數極少；由於替人代耕需時間成本，故僅能回收自有機具平時保養、維修及貸款等開支。

²³ 此假設是基於相同產銷班或鄰近農民以及產銷班之間，對於作物栽培管理之方式的相關資訊流通快速。

²⁴ 此假設與實際情況較不符合；但富里鄉稻農多選用改良過後的高雄 139 號水稻品種，其所受環境對產量之影響不如舊品種大。其餘富里鄉地理環境之介紹，詳見第一章。

甲地共需 20,000 元的肥料與農藥成本，有機農民雖因肥料價格較貴，但由於使用農藥量亦較少，故假設每甲地花費 20,000 元。人工費用部分，假設慣行不需另聘人力，但有機每期每甲地需聘請一人，工時兩周，以每日工資 1,200 元計，共花費 16,800 元僱工成本。在稻穀產量部分，本研究設定慣行農法每甲地可收穫 11,000 台斤，有機農法則每甲地僅收穫 7,000 台斤。

本研究進行概算後之經濟變數基本統計量如表 4-13 所示。由表 4-13 可以發現，由於農民之現金收入是直接以單位面積平均產量與農會收價來概算，故慣行農民出現標準差為零的情形；有機農民則因有部份兼作樣本，因此並無此問題。以表 4-13 進行慣行農民與有機農民之經濟變數的初步比較，根據本研究的設定，有機農民之單位面積成本較慣行農民約低 4,000 元；而慣行農民的單位面積收入較高，兩者差距約 24,000 元。就單位面積利潤而言，慣行農民較有機農民高出約 2,000 元。

表 4-1 試訪問卷與正式問卷各因素之特徵值與解釋比例

特徵值排序	特徵值	比例	累積比例
試訪問卷			
因素一	12.9301	0.1596	0.1596
因素二	10.0959	0.1246	0.2843
因素三	7.8433	0.0968	0.3811
因素四	6.2193	0.0768	0.4579
因素五	5.6882	0.0702	0.5281
因素六	5.2950	0.0654	0.5935
因素七	4.4726	0.0552	0.6487
因素八	4.2901	0.0530	0.7017
正式問卷			
因素一	4.2796	0.2463	0.2463
因素二	3.4479	0.1984	0.4447
因素三	2.0108	0.1157	0.5604
因素四	1.7245	0.0992	0.6597
因素五	1.2789	0.0736	0.7333
因素六	1.1200	0.0645	0.7977

資料來源：本研究。

表 4-2 樣本行政區與地理位置概要

區域別	包含村里	地理位置
區域一	竹田、羅山、富里、石牌、富南	台 9 線附近，除富南村外均位於秀姑巒溪以東，靠海岸山脈側
區域二	永豐、豐南	台 23 線附近，位於台九線以東，村落位置沿鯨溪而建
區域三	學田村	秀姑巒溪河床地，南與臺東縣接壤，花東縱谷之中
區域四	明里、新興、萬寧、玉里鎮	三村皆位於富里鄉中部及北部

資料來源：本研究整理。

表 4-3 基本特徵變數定義與基本統計量—全樣本

變數名稱	變數定義 (單位)	樣本數	平均值	標準差
農民特徵				
<i>Age</i>	受訪農民年齡	168	56.0595	14.0677
<i>Edu</i>	教育程度 (年)	168	9.3452	3.1622
農場特徵				
<i>Land_Size</i>	農地大小 (甲)	168	4.0921	4.0359
<i>R_Size</i>	承租地大小 (甲)	168	2.2057	3.4033

資料來源：本研究整理。

表 4-4 基本特徵變數基本統計量—慣行農民

變數名稱	變數定義 (單位)	樣本數	平均值	標準差
農民特徵				
<i>Age</i>	受訪農民年齡	111	53.5315	13.4332
<i>Edu</i>	教育程度 (年)	111	9.8108	3.1752
農場特徵				
<i>Land_Size</i>	農地大小 (甲)	111	4.3736	4.4342
<i>R_Size</i>	承租地大小 (甲)	111	2.4333	3.6076

資料來源：本研究整理

表 4-5 基本特徵變數基本統計量—早採用之有機農民

變數名稱	變數定義 (單位)	樣本數	平均值	標準差
農民特徵				
<i>Age</i>	受訪農民年齡	31	62.1290	13.4207
<i>Edu</i>	教育程度 (年)	31	8.2581	3.1725
農場特徵				
<i>Land_Size</i>	農地大小 (甲)	31	3.7065	3.3199
<i>R_Size</i>	承租地大小 (甲)	31	2.1726	3.3518

資料來源：本研究整理。

表 4-6 基本特徵變數基本統計量—晚採用之有機農民

變數名稱	變數定義 (單位)	樣本數	平均值	標準差
農民特徵				
<i>Age</i>	受訪農民年齡	26	59.6154	14.9882
<i>Edu</i>	教育程度 (年)	26	8.6538	2.7268
農場特徵				
<i>Land_Size</i>	農地大小 (甲)	26	3.3500	2.8214
<i>R_Size</i>	承租地大小 (甲)	26	1.2731	2.3431

資料來源：本研究整理。

表 4-7 第一子題變數基本統計量—全樣本

變數名稱	變數定義	樣本數	平均值	標準差	中位數
應變數					
A_{OR}	農民對有機農法的態度	168	3.3734	0.3581	3.4345
自變數					
態度構面					
A_{INF}	農民對於資訊的態度	168	4.0770	0.4761	3.9574
$A_{E\&H}$	農民對環境與健康的態度	168	3.7188	0.5413	3.7148
SN	農民的主觀社會規範	168	2.8816	0.6113	2.9088
採用行為					
W	有機者為一，慣行者為零	168	-	-	-
D_E	早採用者為一，其餘為零	31	-	-	-
D_L	晚採用者為一，其餘為零	26	-	-	-
基本特徵	見表 4-3				

資料來源：本研究計算整理。

表 4-8 第一子題變數基本統計量—慣行農民

變數名稱	變數定義	樣本數	平均值	標準差	中位數
應變數					
A_{OR}	農民對有機農法的態度	111	3.3417	0.3400	3.4219
自變數					
態度構面					
A_{INF}	農民對於資訊的態度	111	3.9954	0.4808	3.9574
$A_{E\&H}$	農民對環境與健康的態度	111	3.5905	0.5531	3.5188
SN	農民的主觀社會規範	111	2.9228	0.6181	2.9088
基本特徵	見表 4-3				

資料來源：本研究整理。

表 4-9 第一子題變數基本統計量—早採用農民

變數名稱	變數定義	樣本數	平均值	標準差	中位數
應變數					
A_{OR}	農民對有機農法的態度	31	3.5150	0.3599	3.3946
自變數					
態度構面					
A_{INF}	農民對於資訊的態度	31	4.1988	0.4088	4.1192
$A_{E\&H}$	農民對環境與健康的態度	31	3.9570	0.3859	4.1308
SN	農民的主觀社會規範	31	2.8582	0.5961	2.8887
基本特徵	見表 4-3				

資料來源：本研究整理。

表 4-10 第一子題變數基本統計量—晚採用農民

變數名稱	變數定義	樣本數	平均值	標準差	中位數
應變數					
A_{OR}	農民對有機農法的態度	26	3.3684	0.4011	3.5134
自變數					
態度構面					
A_{INF}	農民對於資訊的態度	26	4.2673	0.4471	4.1192
$A_{E\&H}$	農民對環境與健康的態度	26	3.9785	0.4532	4.1133
SN	農民的主觀社會規範	26	2.7536	0.5997	2.9188
基本特徵	見表 4-3				

資料來源：本研究整理。

表 4-11 第二子題變數基本統計量

變數名稱	變數定義	樣本數	平均值	標準差
應變數				
<i>W</i>	農民採用與否	173	0.3295	0.4714
自變數				
TPB 構面				
$A_{OR \cdot EH}$	採用有機農法對健康或環境的影響	173	4.4676	0.5719
A_{INF}	農民對於資訊的態度	173	4.0739	0.4698
$A_{E \& H}$	農民對環境與健康的態度	173	3.7061	0.5423
<i>SN</i>	農民的主觀社會規範	173	2.8826	0.6122
<i>PBC</i>	農民對有機農法的主觀行為控制	173	4.2112	0.3367
經濟考量				
$A_{OR \cdot Econ}$	採用有機農法的經濟動機	173	3.5977	0.4946
基本特徵	見表 4-3			

資料來源：本研究整理。

表 4-12 每甲地產量、成本、稻穀賣價估算基準

項目	慣行農法	有機農法	說明
產量	11,000	7,000	單位：台斤
成本			
整地機具費	12,000	12,000	假設自有機具者與無機具者成本
插秧機具費	6,500	6,500	相同；秧苗單價\$33/盤，有機秧苗
割稻機具費	11,000	11,000	用量較少，單位：新台幣元
購入秧苗	9,240	8,580	
肥料與農藥	20,000	20,000	
聘請人力	0	16,800	
稻穀賣價	1,600	2,000	依富里鄉農會第一級稻穀收價， 單位：每百斤

資料來源：受訪者口述，本研究整理。

表 4-13 第三子題變數基本統計量

變數名稱	樣本數	平均值	標準差
慣行農民			
單位面積成本	111	74,254.01	19,581.72
單位面積收入	111	176000.00	0
單位面積利潤	111	13,057.40	2,512.99
有機農民			
單位面積成本	57	69,910.78	18428.96
單位面積收入	57	152,677.58	22774.41
單位面積利潤	57	11,040.94	2276.07

資料來源：本研究整理。

第五章 實證結果



依第三章之實證模型設定，本章分別在第一節與第二節呈現受限應變數（limited dependent variable, LDV）模型之實證估計結果，以說明農民有機農法態度形成的影響因子，以及農民的態度、主觀行為控制、社會規範與經濟考量等對其有機農法之影響程度。第三節呈現利用傾向分數法估計而得的平均試驗效果，依此檢視採用有機農法對農民所產生之經濟影響效果。本章之討論將配合第四章的調查資料表述；除此之外，並在第二及第三小節與相關文獻的實證結果做一對照，以說明富里鄉稻農在有機農法採用行為影響因素以及其經濟影響效果上，與過去文獻的相同或相異之處。

本研究在第一與第二子題中，利用 logistic 模型進行實證分析。第一子題之應變數為農民持正向有機態度的對數勝算，利用有機農民虛擬變數之設定，我們可以進一步區分有機農民與慣行農民在態度形成上之差異；第二子題之應變數則為採用有機農法的對數勝算，透過多項 logistic 模型的估計，我們分別討論早採用與晚採用有機農民影響因子的差異。對於估計結果之詮釋，本文於第一子題偏重於解釋變數對農民持正向有機態度之影響效果，第二子題則主要說明計畫行為理論各構面與經濟考量對採用有機農法的影響程度與比較。第三子題的分析重點在於有機農法採用的經濟影響評估，因此，本部分除了著重於平均試驗效果的討論外，也針對傾向分數配對法與變數調整法所得之估算結果進行比較。

第一節 稻農有機態度之形成與其影響因素

表 5-1 呈現有機態度與農民子群的聯合次數分配情形。如第三章第二節所述，此研究子題之農民對有機農法態度包括兩部分，分別為農民認為有機農法會對環境與健康所造成的影響，以及農民對有機農法的主觀行為控制。本研究預期採用有機農法之農民應對有機農法持較為正向的態度，且早採用農民與晚採用農民對有機農法可能影響環境與健康的主觀評價及行為控制也有所不同。表 5-1 的初步統計結果顯示，富里鄉稻農對有機持正向態度者約占半數，其餘則持平。慣行農民中，對有機農法抱持正向、積極態度者約占 48%；而有機農民中持正向看

法者則約 56%，顯示有機農民持正向、積極態度的比例高於慣行。觀察不同採用時點的有機農民，可以發現有超過六成的晚採用農民對有機農法持正向、積極的態度，相對於早採用農民的 48% 要高出許多，因此，此初步統計結果顯示如同預期，早採用農民與晚採用農民對有機農法存在態度上的差異。

根據前述列聯表之初步分析結果，本研究在後續利用 logistic 模型分析時，納入可以捕捉農民有機態度差異之虛擬變數。首先，利用虛擬變數考量慣行農民與有機農民在有機態度形成的差異，即所謂的組間差異（between-group variations），在模型中加入代表採用有機農法與否之虛擬變數 W ， $W = 1$ 代表採行有機農法， $W = 0$ 代表採行慣行農法，並納入虛擬變數與兩態度構面及社會規範的交乘項。其次，為檢視有機農民呈現的組中差異（within-group variations），即考量不同時點採用的農民在態度形成上之差異，因此在延伸模型中加入代表早採用農民的虛擬變數 D_E 與代表晚採用農民的虛擬變數 D_L ，以及此兩虛擬變數與態度構面及社會規範的交乘項。

除了捕捉不同農民對有機態度差異的虛擬變數，本研究納入模型之解釋變數包括計畫行為理論各構面、農民特徵與農場特徵變數。計畫行為理論構面為對資訊之態度（ A_{INF} ）、對環境與健康之態度（ $A_{E\&H}$ ）以及主觀社會規範（ SN ）等。在農民特徵與農場特徵方面，則考慮年齡（ Age ）、教育程度（ Edu ）、自有耕地面積（ $Land_size$ ）以及租地面積（ R_size ）等變數。

表 5-2 為 logistic 模型之估計結果。模型 I 之應變數為正向有機態度相對於一般有機態度的對數勝算，即 $logit\left(\Pr(better_A_{OR,i} = 1)\right)$ 。根據第三章的模型設定，考量不同農民在有機態度形成差異的母體迴歸式（population regression function，PRF）為：

$$\begin{aligned} logit\left(\Pr(better_A_{OR,i} = 1)\right) &= logit\left(E(better_A_{OR,i})\right) \\ &= \beta_0 + \beta_1 A_{INF,i} + \beta_2 A_{E\&H,i} + \beta_3 SN_i + \alpha W_i + \delta_1 W_i \times A_{INF,i} + \\ &\quad \delta_2 W_i \times A_{E\&H,i} + \delta_3 W_i \times SN_i + \gamma \mathbf{z}_i, \end{aligned} \quad (5-1)$$

其中 \mathbf{z}_i 代表所有農民與農場特徵。慣行農民之母體迴歸式可表示為：

$$\text{logit}\left(\Pr(\text{better}_{-}A_{OR,i}=1)\right)=\beta_0+\beta_1A_{INF,i}+\beta_2A_{E\&H,i}+\beta_3SN_i+\gamma\mathbf{z}_i, \quad (5-2)$$

同理，有機農民之有機態度形成迴歸式則為：

$$\begin{aligned} \text{logit}\left(\Pr(\text{better}_{-}A_{OR,i}=1)\right) &= (\beta_0+\alpha)+(\beta_1+\delta_1)A_{INF,i} \\ &+ (\beta_2+\delta_2)A_{E\&H,i}+(\beta_3+\delta_3)SN_i+\gamma\mathbf{z}_i, \end{aligned} \quad (5-3)$$

就慣行農民而言，表 5-2 的估計結果顯示，其對於環境與健康的考量與其形成正向或積極的有機態度之間有著顯著且正向的關係；而在交乘項的估計係數中，對於環境與健康的態度與採用有機農法與否虛擬變數 ($W \times A_{E\&H}$) 的估計係數則為顯著且負向。綜合前述結果(即 $\hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_2 = 0.06$)，表示有機農民對環境與健康的態度對其形成正向或積極有機態度的邊際效果顯著異於零，且其對環境與健康越重視，形成正向有機態度的機率將會上升。此結果可由以下計算說明之。若以 $\text{logit}(P)$ 代表 $\text{logit}\left(\Pr(\text{better}_{-}A_{OR,i}=1)\right)$ ，則有機農民之樣本迴歸式為：

$$\begin{aligned} \widehat{\text{logit}}(P_i) &= (\hat{\beta}_0 + \hat{\delta}_0) + (\hat{\beta}_1 + \hat{\delta}_1)A_{INF,i} + (\hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_2)A_{E\&H,i} + \\ &(\hat{\beta}_3 + \hat{\delta}_3)SN_i + \hat{\gamma}\mathbf{z}_i, \end{aligned} \quad (5-4)$$

有機農民之平均勝算對數估計值為：

$$\begin{aligned} \overline{\widehat{\text{logit}}}(P) &= (\hat{\beta}_0 + \hat{\delta}_0) + (\hat{\beta}_1 + \hat{\delta}_1)\bar{A}_{INF} + \\ &(\hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_2)\bar{A}_{E\&H} + (\hat{\beta}_3 + \hat{\delta}_3)\bar{SN} + \hat{\gamma}\mathbf{z}_i, \end{aligned} \quad (5-5)$$

因此， $A_{E\&H}$ 的邊際效果為給定 \bar{A}_{INF} ， SN 與 $\bar{\mathbf{z}}$ 下，增加一單位 $A_{E\&H}$ 後的平均勝算對數估計值之差，即

$$\begin{aligned} \overline{\widehat{\text{logit}}}(P)(\bar{A}_{E\&H}+1) - \overline{\widehat{\text{logit}}}(P)(\bar{A}_{E\&H}) &= \\ (\hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_2)(\bar{A}_{E\&H}+1) - (\hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_2)\bar{A}_{E\&H}, \end{aligned} \quad (5-6)$$

承上，根據勝算的定義與對數運算的基本性質，

$$\Delta \log \left(\frac{P}{1-P} \right) = \log \left(\frac{\overline{\text{odds}}(\bar{A}_{E\&H} + 1)}{\overline{\text{odds}}(\bar{A}_{E\&H})} \right) = \hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_2, \quad (5-7)$$



因此， $A_{E\&H}$ 的邊際效果為變動後之勝算與變動前之勝算的比值

$$\left(\frac{\overline{\text{odds}}(\bar{A}_{E\&H} + 1)}{\overline{\text{odds}}(\bar{A}_{E\&H})} \right) = \exp(\hat{\beta}_2 + \hat{\delta}_2). \quad (5-8)$$

利用上述過程可經由估計係數求得勝算比之邊際效果，表 5-2 呈現透過 SAS 9.2 與 STATA 13 直接計算各變數對於農民形成正向有機態度所造成之邊際效果，透過這些邊際效果，我們可以看出各個變數對農民形成正向有機態度之機率的影響。環境與健康的態度 ($A_{E\&H}$) 對於形成正向有機態度之機率的邊際效果為 0.5168，而交乘項 ($W \times A_{E\&H}$) 之邊際效果卻為 -0.4926，將兩者相加可得 0.0242，即為有機農民其環境與健康的態度對於形成正向有機態度之機率的邊際效果。此結果隱含之意義為變動後之勝算與變動前之勝算的比值雖然大於 1，但非常接近 1，亦即當有機農民對環境與健康的重視程度增強後，其形成正向或積極有機態度的勝算只會有非常微小的變動，因此形成正向或積極有機態度的機率只會略為上升。

上述結果之原因可能源於實際產業發展中的問題。在農民從事有機農業後，發現某些農民或是廠商有投機的行為，如暗地裡施用化肥、農藥等，或是以慣行稻穀充當有機稻穀的魚目混珠行為，導致部分有機農民認為即使從事有機稻穀的生產，對環境與健康並不會比較好。前述部分有機農民對有機農法負面想法的形成可以說明為何平均而言有機農民對環境與健康的重視程度增強後，其對有機農法持正向或積極態度的機率並未產生如預期的影響。本文將發現之結果與早期有機產業發展時所面臨的問題做一連結，亦即有機產業中存在他人行為對農民所產生的負的外部性 (negative externality)。

相對於前述結果，由表 5-2 的估計結果我們可以發現，由於 A_{INF} 與 $W \times A_{INF}$ 兩變數之估計係數皆不具統計顯著性，因此，不論是有機農民或慣行農民，其處理資訊之態度對於形成正向的有機態度並未呈現統計上顯著的影響。同理，主觀社

會規範雖然能增加有機或慣行農民持正向有機態度的機率，但由於估計係數在統計上並不顯著，因此，也並未對有機農民或者慣行農民的正向有機態度形成造成一致性的影響。

在農民與農場基本特徵方面，雖然農民的教育程度與年齡均未對其形成正向有機態度呈現統計上顯著的影響，但耕地面積大小（*Land_size*）與租地大小（*R_size*）則分別呈現顯著的正向影響以及顯著的負向影響。耕地面積較大者之所以持正向有機態度的機率較高，可能是由於耕地面積較大之農民，在田間工時較長，因此接觸到化肥、農藥的機會也會增加；若本身即為較重視環境與健康的人，由於一般會認為有機農法對環境與健康較好，因此其對於有機農法理應會抱持較為正向的態度。就租地面積而言，顯著為負的估計係數代表租地面積較大者，對於有機農法的態度相對較為保留，這可能是因承租土地的農民會多一項有機農法能否持續的考量。部分受訪的農民表達類似承租的土地未來若無法續租時，即使原來是採行有機農法，地主也可能改採傳統非有機耕作方式的看法。此種有機農法能否持續的不確定性在承租的土地面積越大時，越有可能影響農民對於有機農法的主觀行為控制，因此，承租土地面積較大的農民，其對於有機農法的態度相對較為保留。

模型 II 為考量不同時點採用農民在有機態度形成上之差異的估計結果。檢視早採用或晚採用農民在正向有機態度形成之影響因素時，必須同時考慮態度構面以及相對應之交乘項係數，或是邊際效果的加總。根據表 5-3 的模型 II 估計結果，可以發現慣行農民正向有機態度的形成並未受到其對資訊的態度與主觀社會規範兩構面的影響。由於此兩構面與代表早採用農民的虛擬變數 D_E 之交乘項係數不具統計顯著性，因此，與慣行農民相仿，此兩構面對早採用農民正向有機態度的形成並未產生一致性的影響。然而，不論是有機農民或慣行農民，其對環境與健康的態度卻是影響其正向有機態度形成的重要因素。以慣行農民而言，與模型 I 的結果相同，其對於環境與健康的考量與其形成正向或積極的有機態度有著顯著且正向的關係。同時考慮此態度構面以及早採用交乘項之係數（係數和為 -0.067）或邊際效果（邊際效果和 -0.0167），可以發現相對慣行農民，對環境與健康的態度對早採用農民之正向有機態度形成產生顯著的負向影響。此結果不僅

表示越重視環境與健康的早採用農民，其對有機農業持正向看法的機率越低，也說明由於早期尚未建立嚴格的監管機制，早採用有機農法之農民經歷或目睹旁人投機行為的機會較多，因此其對環境與健康的態度與其對有機農業的態度呈現不一致的現象。

就晚採用農民而言，則可以發現對環境與健康的態度對其正向有機態度形成的影響與慣行農民並無顯著差異，因此，該態度構面對於晚採用農民形成正向的有機農業態度與慣行農民相仿，有著顯著且正向的關係（估計係數 2.0788，邊際效果為 0.5195），此一結果與早採用農民顯然不同。晚採用農民與早採用農民在有機態度形成上另一差異在於資訊態度構面。相較於慣行農民，晚採用農民的資訊態度對其持正向有機態度有著顯著的負向影響（估計係數-3.4017，邊際效果為 -0.8501）。造成此一結果的原因可能來自於農民接收的資訊對於有機農法較為保守所致，特別是拜近 10 年資訊快速流通所賜，晚採用農民較可能透過外界的資訊獲知有機農法與慣行農法之間的差別，例如有機農法較費工及生產成本高等，因此造成對資訊抱持越正向的晚採用農民對有機農業的耕作方式越趨保守。相對於晚採用農民，早採用農民則對外界資訊的態度並不影響其持正向有機態度的機率；唯此推論尚需進一步的證實。

結合前述有關早採用與晚採用農民正向有機態度形成影響因素的討論，我們可以由另一個角度探討富里鄉有機產業的發展。由於有機產業逐漸發展，政府與相關主官單位已經建立起嚴格的驗證與檢查標準，有機農民的投機行為或魚目混珠行為較少發生，使得較晚進入有機產業的農民並未經歷早採用之時較常發生的不肖行為。因此，晚採用農民對於有機農業的認知與一般大眾（包括慣行農民）相同，即有機農法對環境與健康較好，故而較重視環境與健康的晚採用農民，其對於有機農法持正向態度之機率也較高。但這樣的結果並不代表早採用農民較不重視環境與健康，我們可由第四章之表 4-8 至表 4-10 看出一些端倪。根據表 4-8 至表 4-10，平均而言，早採用農民與晚採用農民對環境與健康的態度都較慣行農民來的正向。因此，前述早採用農民呈現的態度不一致現象並不代表早採用農民不重視環境與健康。

除了探討影響農民持正向有機態度的因素以外，可以由表 5-2 所呈現之邊際

效果進一步討論在模型 I 與模型 II 中各個自變數對農民對有機農法之想法的影響程度。由表 5-2 呈現的模型 I 得知，對環境與健康的態度以及採用行為是農民持正向有機態度之主要影響因素，對環境與健康的態度之邊際效果為 0.5168，而由交乘項之邊際效果與態度的邊際效果加總，可以得到有機農民對環境與健康的態度之邊際效果為 0.0242，因此可以得知有機農民與慣行農民之間，在環境與健康的態度有明顯的差距。在表 5-3 所呈現的模型 II 中，對環境與健康的態度之邊際效果與模型 I 相差不大，為 0.5195，而同樣可以由態度與交乘項的邊際效果發現，在不同時點採用有機的農民對環境與健康之態度對形成正向有機農法態度呈現不同影響，早採用農民對環境與健康之邊際效果的加總為 -0.0167，與先前觀察係數之結果一致，表示早採用農民對環境與健康的考量反而會對持正向有機態度產生負面的效果；而晚採用農民其邊際效果之加總為 0.3170，比起慣行農民而言較小，但仍為正向之影響。

在模型配適度方面，本研究利用使用 Hosmer-Lameshow 檢定，此檢定以預測之機率值將資料以百位數區隔，並藉由觀察機率值與估計機率值計算一卡方值。Hosmer-Lameshow 檢定是特別於 logistic 模型中所使用的檢定方式，其虛無假設為觀察值與預測值間無差異。因此，當棄卻該假設時，表示模型之預測能力與實際觀察值之間配適度低²⁵。模型 I 所計算出的 Hosmer-Lameshow 檢定之卡方值為 9.7992，呈現不顯著之結果，表示本模型可以為農民形成正向的有機態度提供一良好架構。

由模型 I 與模型 II 的結果可以發現，慣行農民、早採用農民以及晚採用農民在理念上有相當大的不同。參考 Darnhofer *et al.* (2005) 的觀點²⁶，這三群農民的理念 (rationale) 可依次區分為執意慣行 (committed convention)、務實慣行 (pragmatic convention)、務實有機 (pragmatic organic) 以及執意有機 (committed organic) 四種。在慣行農民中，認為慣行與有機無差異、慣行農法賺得較多的農民，即可視為執意慣行者；至於認為有機可能對環境與健康較好，但受經濟考量

²⁵ Hosmer-Lameshow 檢定除了作為 logistic 模型之配適度檢定以外，一般也做為預測準確度的參考指標。

²⁶ 在 Darnhofer *et al.* (2005) 的歸類中，另有一類有環境意識但非有機之農民，但由於實際上並不易區別與務實慣行農民間的差異，本文於此章並不考慮此種類。

之限制，仍施行慣行農法的慣行農民，即為務實慣行者。就本研究中的早採用農民而言，可能是受到環境與健康之外因素的考量因而採用有機農法，因此其較類似務實有機屬性；晚採用農民則可能環境與健康意識更為強烈，因此對於環境與健康較為重視，屬於執意有機型。對於慣行農民、早採用農民以及晚採用農民在理念上的差異可經由第二子題之分析做進一步的驗證。

第二節 採用有機農法之經濟考量與計畫行為

本節在計畫行為理論的架構下，檢視對有機的態度、對資訊的態度、對環境與健康的態度、主觀行為控制以及主觀社會規範等不同構面對有機農法採用行為之影響，並將農民對於採用有機可能造成的經濟面考量納入，以檢視富里鄉稻農採用有機農法是一種計畫行為抑或是基於經濟的考量。除了採用行為的二元 logistic 迴歸分析，本節延續前一小節之分析，進一步將農民區分為早採用、晚採用與不採用（慣行）三群，並利用最大概似法估計多項 logistic 模型。自變數除包括計畫行為理論架構下之不同構面與經濟考量，也包含農民與農場的基本特徵。

一、採用有機農法之影響因素分析

有機農法採用之影響因素實證結果如表 5-4。在表 5-4 中，模型 III 以農民採用有機的對數勝算做為應變數，結果發現農民對周遭資訊的態度、主觀社會規範，以及考量有機農法的經濟影響等是影響富里鄉稻農採用有機農作的主要因素。

表 5-4 的結果顯示，對資訊態度越開放者，其採用有機農法之機率越高，此結果與過去文獻，如 Dimara and Skuras (2003) 與 Genius *et al.* (2006) 等一致。但與過往研究 Genius *et al.* (2006)、Läpple (2010) 與 Läpple and Rensburg (2011) 等不同的是，表 5-4 的結果顯示富里鄉農民對於是否採用有機農法的決策，並不受其對環境與健康的態度所影響。此外，主觀社會規範的結果與 De Cock (2005) 與 Läpple and Kelley (2013) 發現主觀社會規範對採用意圖有正向影響的結果亦不同。可能原因是在農民的認知中，周遭的親友及其他農民考量對經濟以及穩定生活的影響，對有機農法的態度較為保留，因而不支持採用有機農法，而採用農

民的行為卻與周遭親友相反，致使出現此結果。唯本文未充分考量各社會角色對農民所造成之主觀社會常態，此結果僅反映農民主觀感受到周遭農民與親友所形成之社會常態；然而，本研究在訪問過程中亦以訪談形式探詢農民對其他社會角色之意見，但多數農民並不認為其餘社會角色會影響其決定，據本研究觀察，應是由於農民稻穀收購後，大多直接交由農會或米廠處理，使得富里當地農民與消費者等其他的社會角色之連結不強。因此，此現象可說明為何富里鄉稻農的主觀社會規範影響計畫行為的效果不同於過往研究。

模型 III 的結果說明，雖然農民認為有機農法對環境與健康的影響與採用有機農法的機率有正向關係，但並未產生顯著的影響。其主要原因是不論是否採用有機農法，部分農民於訪談過程中均表示並不認為有機農法對環境較好，且認為慣行農法之田間管理方法對於環境的破壞也不如過往大量使用化學農藥的時代。因此，對環境與健康越重視的農民，其採用有機農法的機率並不會呈現統計上顯著的上升。在經濟考量方面，對有機農法帶來之經濟影響看法較正向，認為從事有機可以帶來較多利潤或重視政府補助者，其採用之機率亦顯著較高，此與 Mzoughi (2011) 認為有機農民較不在意成本之結果相反，但與 Läßle and Kelley (2013) 的結果一致，顯示經濟考量為農民採用有機農法之主要影響因素。本研究亦發現主觀行為控制係數未達統計顯著性，此結果與王明好等 (2011) 利用全臺有機農民的調查資料不同。結合前述經濟考量為農民採用有機農法主要影響因素之結果，可能解釋為何即使覺得有機農法有施行上的困難，農民仍會採用。

在個人特質與農場特質等變數方面，對農民採用有機農法的機率均未呈現統計上顯著的影響。教育程度未產生顯著影響的結果則與 Tiffin and Balcombe (2011)、Mzoughi (2011)、Bolwig *et al.* (2008) 及 Läßle (2010) 等研究得到之結果相似；而耕地大小未顯著影響有機農法的採用機率，則與 Finger and Lehmann (2012) 一文的發現相同。

進一步探討各個有顯著影響效果的影響因素之程度大小，由表 5-4 我們可以觀察到各個影響因素的邊際效果相差不大；對資訊態度、對環境態度的邊際效果分別為 0.2044 及 0.2228，而對經濟的考量則為 0.2586，表示相對於態度構面，經濟的考量仍對農民有機農法採用行為產生較大的影響效果。在社會規範部分，

雖然呈現負面的影響，但平均而言，社會規範的影響效果相較於其他顯著因素則較弱。

二、早採用與晚採用農民採用行為影響因素之差異

由於早採用、晚採用與不採用有機農法為三種互斥的選擇，因此，在此部分本研究透過多項 logistic 模型進行估計。區分早採用與晚採用農民採用行為影響因素差異之結果如表 5-5 所示。表 5-5 之模型 IV 與模型 V 分別檢視，相對於慣行農民，各態度構面以及經濟考量對採用有機農法之對數勝算比的影響。

以慣行農民為基準組，本研究同時討論 IV 與 V 兩模型，比較早採用與晚採用農民採用有機農法的影響因素有何異同。由模型 IV 的結果可以發現，影響早採用有機農法農民之對數勝算比的因素與模型 III 相同，主要為對資訊的態度、對環境的態度以及考量有機農法對經濟的影響，且這些因素的影響方向亦與全樣本之結果相同，均為正向影響。此外，主觀社會規範對於較早採用農民之行為也產生顯著的負向影響，此結果說明周遭親友的質疑或負面看法會降低早採用農民採用有機農法的機率。相對於早採用農民，在模型 V 中，晚採用農民與慣行農民間僅在其對有機農法是否影響環境與健康的態度上呈現顯著的差異，顯示較晚採用有機的農民其採用有機的主要原因是認為有機對於環境與健康有正面的效果。此結果與模型 II 中晚採用農民對有機持正向看法的機率較高之結果類似，顯示出早採用與晚採用兩組農民間的差異。本研究對此現象之可能發生原因（產業發展問題）已於本章第一節詳細敘述，於此不再贅述。就有機農法對環境與健康的影響態度而言，模型 IV 與模型 III 之結果相同，進一步證實本研究根據模型 III 的結果所做的推論：由於早採用農民決定是否採用有機農法時，可能並不十分了解有機可能對健康與環境帶來的影響，因此 $A_{OR.EH}$ 的估計係數呈現不顯著。

考量採用有機農法可能帶來經濟影響的變數在模型 IV 中並未呈現顯著的結果。此結果說明對於富里鄉較早採用有機農法的農民而言，有機農法的可能經濟影響並非這群農民採用有機農法的主要影響因素。根據 Mzoughi (2011) 的研究結果，當影響農民採用有機農法之因素不為經濟因素時，則可以合理推斷其是受到其他態度層面的影響，因此在計畫行為理論的架構之中，確實有三個構面對於早採用農民採用決策有顯著的影響；然而模型 V 之結果則與模型 IV 相反，影

響晚採用農民採用有機農法的主要因素為其對有機農法可能造成之經濟影響的考量。

在基本特徵部分，模型 IV 之耕地面積變數呈現顯著的負向影響，與 Burton *et al.* (1999) 之結果相同，顯示耕種面積越大者，或自有土地越大之農民，具有生產規模上的優勢，故其採用有機農法之意願因而較低。Läpple and Rensburg (2011) 之研究也發現這樣的結果，該文並延引 Hayami and Ruttan (1985) 的研究結果，說明較小的農場因較倚賴家庭勞力，因此會採用勞力密度較高的有機農業。過去文獻中未曾考量的租地面積之影響，在早採用農民與慣行農民之間存在顯著的差異，租地面積越大的早採用農民，採用有機農法的機率越高。富里鄉的農民租地耕作相當常見，在本研究的 168 份有效調查樣本中，共 87 位農民有租地，比例略高於五成，若區分採用有機農法之時間，31 位早採用農民中有租地者共 15 位，26 位晚採用農民中有租地者共 11 位，早採用農民有租地之比例略高於晚採用農民。而造成早採用農民之租地面積與採用行為有正相關的原因，可能由於本研究之早採用農民多位於靠山邊的學田村，因此在有機農業管理上有較大面積可能較易管理。農民租地的背後原因由訪問結果可以區分為兩種，其一為求溫飽，其二為擴大農場規模。對於為求溫飽者，其原生活條件較差，因此，認為採用有機農法會改善經濟狀況，這類農民採用有機農法的機率因而提高。而對於欲擴大農場規模者，特別是近年來隨著政府推出一些政策以輔導農民取得田地，如小地主大佃農等，這類農民即使租地面積較大，也並不代表採用的機率亦較高，因此租地面積與採用行為之間並未呈現顯著的關係，這也是本研究認為租地面積對晚採用農民並未造成顯著影響效果的原因。除此之外，在模型 IV 中，年齡與採用行為有正向的關係，然而此結果來自較早採用的農民其受訪當下之年齡較大，而非實際上年齡造成的差異。本文嘗試調整不同時點採用農民之年紀，欲使其可以準確顯示年齡對採用行為之影響，但由於本文同時考慮慣行農民，若僅調整採用農民年齡勢必造成慣行農民年齡變數數值較大之結果，由於目前尚無較客觀合理之方法，因此本文對此不採取任何處理，過往文獻中亦以此方式處理之 (Läpple and Rensburg, 2011; Flaten *et al.*, 2006; Best, 2008)。

本研究除了檢視何種因素會影響農民有機農法採用行為外，亦進一步計算各

個變數對於採用機率之邊際效果，以比較各個變數在影響程度上的差異。邊際效果之估算結果如表 5-5 所列。在模型 IV 與模型 V 中，可以發現各個有顯著影響的因素其邊際效果之值皆比模型 III 中要來得小。模型 IV 之早採用農民對環境與健康以及對資訊的態度之邊際效果分別為 0.1593 與 0.1418，而社會規範之邊際效果則為-0.0877，此結果說明影響早採用農民有機農法採用的因素主要來自其態度構面；在模型 V 中，環境與健康考量的邊際效果為 0.1171，較早採用農民之邊際效果為小，而經濟考量之邊際效果則為 0.1606，顯示影響晚採用農民採用行為的最主要影響因素為經濟考量。

本研究之多項 logistic 估計結果顯示依採用有機農法時點及是否採用所區分之三農民子群之間，明顯呈現影響因素各異，且各因素之影響程度皆有不同的結果。此外，早採用的農民對於有機農法的經濟影響不如晚採用農民來的重視，而早採用農民相對較重視環境與健康，早採用農民的採用原因並非經濟因素，因此根據 Mzoughi (2001) 的推論，此結果顯示態度構面，包含對環境與健康的態度) 會影響早採用農民採用有機農法之行為，而這樣的結果也與 Läßle and Rensburg (2011)、Best (2006) 與 Flaten *et al.* (2006) 之結果一致。

在多項 logistic 模型中，無法利用 Hosmer-Lameshow 檢定做為模型配適度的指標，因此，本研究利用許多研究使用之概似比 (likelihood ratio) 作為配適度檢定之參考指標，概似比檢定類似簡單迴歸中的 *F* 檢定，檢驗在各迴歸係數中，至少有一個不為零。表 5-5 呈現之概似率為 293.27，即可棄卻虛無假設。

回到第一節所討論之 Darnhofer *et al.* (2005) 對農民所作之分類。參考模型 III 的結果，由於慣行農民與有機農民之間主要的差別來自對資訊態度、對環境與健康的態度、主觀社會規範以及對經濟的考量，這些構面的指標值越高，採用有機農法的機率越大，因此可以歸納出相對於有機農民，慣行農民對環境與健康的態度較不積極，慣行農民所接受之社會規範也對有機農法較為保留，而慣行農民不認為有機農法對經濟有正向影響，卻也並不認為慣行農法比起有機農法在環境保護或對人體健康較好，因此，本研究樣本中之慣行農民應屬於務實慣行型農民。由模型 IV 之估計結果可以發現，對早採用的有機農民而言，務實的經濟因素並非其採用之主因。早採用農民採用有機農法主要是因為對環境與健康的態度

較為正向所致，因此，早採用農民可以歸類為執意有機型。晚採用的農民在考量採用行為決策時，則在環境與健康之態度與慣行農民並未呈現顯著差異，相對於慣行農民，其主要採用的因素應是認為有機農法會帶來正向的經濟影響，因此，晚採用的農民仍存在類似投機的行為，較接近務實有機型農民。第二子題之分析推翻我們在第一子題對於農民的分類；但這樣的結果卻較符合 Läßle and Rensburg (2011) 之結果。Läßle and Rensburg (2011) 的研究同樣發現早採用之農民不重視經濟因素，而對環境與健康有高度的重視，晚採用的農民則主要受到經濟因素的考量而採用有機農法。該文認為，早採用與晚採用農民對經濟因素考量的差異主要來自兩群農民有不同的風險偏好程度；早採用農民之風險趨避程度較低，而晚採用之農民由於風險趨避之程度較高，因此受到風險的影響較大或較重視風險對其造成的影響。本研究與 Läßle and Rensburg (2011) 的論點較為不同的是，我們推論是由於在產業的發展歷程中，早採用農民受到較多的政府補助，因此經濟因素的考量對其並未產生預期的影響效果。

第三節 採用有機農法的平均試驗效果

本小節檢視採用有機農法對農民所造成的經濟影響。此節以 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的架構為主軸，利用傾向分數估計平均試驗效果。本小節首先呈現傾向分數的估算結果；接續說明利用傾向分數進行共變數調整之結果；最後討論利用傾向分數配對後之樣本，分別估算平均試驗效果及進行無母數差異性檢定。

一、計算傾向分數

本研究實證上利用 logistic 模型預測之採用機率來估算傾向分數，結果如表 5-6 所示。有機農民的傾向分數平均為 0.6453，而慣行農民的傾向分數為 0.2053，兩者間呈現相當大的差異。若將有機農民進一步細分為早採用農民與晚採用農民，則早採用農民的傾向分數平均數稍高於晚採用農民。標準差之差異不大，表示各組內並無相當明顯的差異。

二、利用傾向分數進行共變數調整

本小節另一重點在於比較 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出之應用傾向分數計算平均試驗效果的三種方法在結果上之差異。該文提出的三種應用方法包括傾向分數配對法、分層分析法，以及共變數調整法。根據 Dehejia and Wahba (2002)，在強可忽略試驗分派之假設下，平均試驗效果之估計等同於受試者平均試驗效果之估計。因此，利用 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的方法估計平均試驗效果等同於本研究設定的主要研究標的一估算農民採用有機農法的平均試驗效果。

根據 Rosenbaum and Rubin (1983) 的推論 4.3 (corollary 4.3)，假設 Y 為結果，於此即為各經濟變數； W 代表是否接受試驗，在此為是否採用有機農法，為一虛擬變數。由於

$$E[Y|W=1, e(\mathbf{x})] = \alpha_1 + \beta_1 e(\mathbf{x}), \quad (5-9)$$

$$E[Y|W=0, e(\mathbf{x})] = \alpha_0 + \beta_0 e(\mathbf{x}), \quad (5-10)$$

而根據 Rosenbaum and Rubin (1983)，以共變數調整法計算之平均試驗效果之推定量為：

$$\widehat{ATE} = (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_0) + (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0) \bar{e}(\mathbf{x}). \quad (5-11)$$

因此，利用共變數調整估計受試者平均試驗效果時，本研究設定如下的虛無假設，並以 F 檢定受試者平均試驗效果的統計顯著性：

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_0, \beta_1 = \beta_0$$

利用傾向分數進行共變數調整的受試者平均試驗效果估計結果呈現於表 5-7 及表 5-8。由於本研究以實地訪問結果對農民的經營成本及收入進行估算，在成本、收入以及利潤方面必然受到農場大小的影響，因此，此處的討論將偏重於以土地面積計算之單位面積成本、單位面積收入以及單位面積利潤。表 5-7 及表 5-8

的結果顯示，不論是有機農民、早採用農民或晚採用農民，以共變數調整法所計算之受試者平均試驗效果在成本、單位面積成本、收入以及利潤等四個經濟變數均不顯著，而單位面積收入與單位面積利潤則皆達統計顯著。這樣的結果說明，富里鄉之慣行農民與有機農民在成本上並無顯著差距。平均而言，富里鄉農民採用有機農法後，單位面積收入較採用慣行農法約少 24,000 元。若為較早進入有機農業者，則收入約短少 27,000 元，若較晚採用有機農法，則收入較維持慣行農法約減少 19,000 元。因此，不論早採用或晚採用有機農法，從事有機農業平均而言會使得富里鄉稻農的收入減少，而早採用農民收入減少的幅度比起晚採用的農民更大。在單位面積利潤上也呈現與單位面積收入類似的結果，早採用有機農法者比起其維持慣行農法時減少約 3,500 元，晚採用者則較其以慣行農法耕作時減少約 1,000 元。

三、傾向分數配對法

本文另應用傾向分數進行配對，以計算平均試驗效果。圖 5-1、5-2 與圖 5-3 分別為配對前樣本之採用機率分布圖、一對一配對後之採用機率分布圖與一對二配對後之採用機率分布圖。圖 5-1 顯示，在以傾向分數進行配對前，有機農民與慣行農民之採用機率分配呈現相當程度的差異，慣行農民 ($Y=0$) 呈現左偏鋒 (skew to the left) 之情形，而有機農民 ($Y=1$) 則呈現右偏鋒 (skew to the right) 情形，且兩者之峯值 (peak) 亦有差距。在圖 5-2 與圖 5-3 之配對後的採用機率分配圖中，兩組農民採用機率之分配相當一致，表示確實達到使用傾向分數配對法之目的，使兩組樣本之分配相同，亦即達到模擬出一組隨機試驗分派的樣本，以解決內生性問題。由於一對二配對之樣本數過少，本文於後續分析將以一對一配對之結果進行。

在配對後，可進一步以比較配對前後的有機農民與慣行農民間，單一自變數的顯著差異是否可經由配對消除，本文透過 Wilcoxon 等級加總檢定進行無母數差異性檢定，Wilcoxon 等級加總檢定結果置於表 5-10 中。在配對前的樣本中，觀察有機農民與慣行農民間各個變項之差異，發現共有 12 個變項有顯著差異；在配對後，再次比較有機與慣行農民間的差異，所有變數均無呈現統計上顯著的差異，表示透過傾向分數配對之方法，確實有效消除了兩樣本之間變項分配的差

異。

配對後之樣本可利用採用樣本與不採用樣本間的平均差異來計算受試者平均試驗效果。根據 Rosenbaum and Rubin (1983) 及 Austin (2011)，成對樣本差異 (matched pair differences) 的期望值即為平均試驗效果的不偏推定量，亦即，

$$\hat{\tau}_{match} = E(Y_{match,1} | W_{match} = 1) - E(Y_{match,0} | W_{match} = 0), \quad (5-12)$$

上式中，下標 *match* 代表配對後的樣本。因此，在如下的配對樣本之虛擬變數迴歸式中，

$$Y_{match,t,i} = \alpha_0 + \alpha_w W_{match,t,i} + u_i, \quad t = 1 \text{ or } 0, \quad W_{match,t,i} = 1 \text{ or } 0, \quad (5-13)$$

慣行與有機農民的平均經濟表現分為：

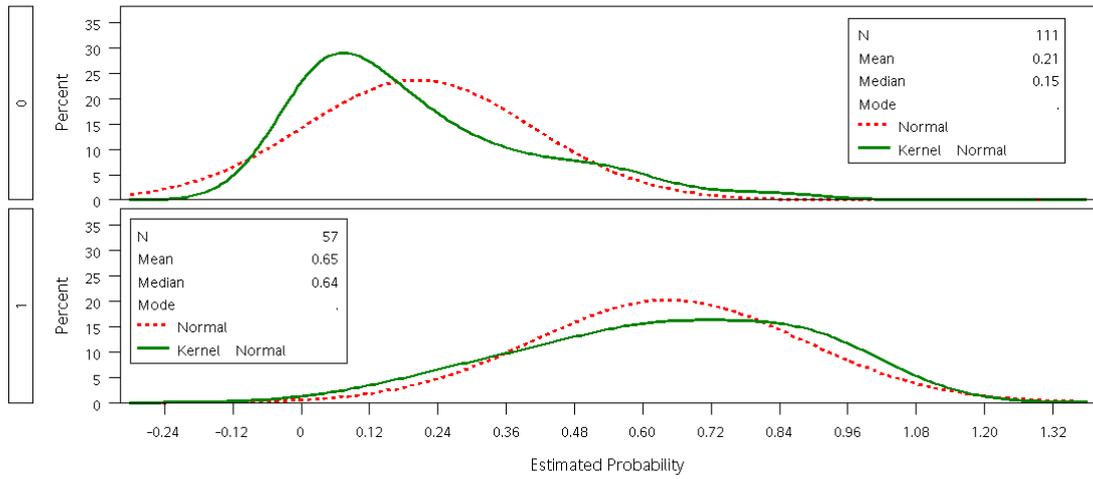
$$E(Y_{match,0} | W_{match} = 0) = \alpha_0 \quad (5-14)$$

$$E(Y_{match,1} | W_{match} = 1) = \alpha_0 + \alpha_w.$$

承上，利用配對樣本計算的平均試驗效果即為配對樣本迴歸式中虛擬變數 *W* 的係數 (α_w) 估計值，因此，平均試驗效果估計值的統計顯著性即可由該係數估計值的 *t* 值加以檢定。此外，根據 Guo and Fraser (2010, p. 166)，亦可以利用 Wilcoxon 等級加總檢定比較成對樣本在經濟表現差異之顯著性。由表 5-8 的結果可以發現，不論是計算平均差異之 *t* 檢定或利用 Wilcoxon 符號排序檢定成對樣本之差異性，呈現顯著受試者平均試驗效果的經濟變數均相同。綜合以上討論，本研究發現，使用共變數調整法與傾向分數配對法所得之受試者平均試驗效果之估計值及統計顯著性皆相當一致，表示這兩種方法在處理隨機試驗分派問題時有類似的效果。

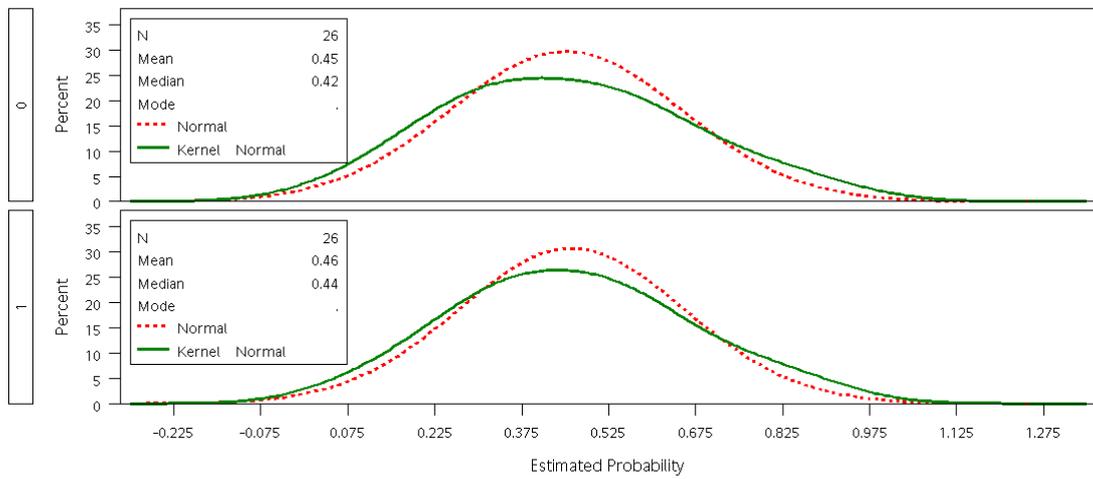
本研究有關受試者平均試驗效果的估算結果與過往文獻之發現稍有出入。Uematsu and Mishra (2012) 一文發現採用有機農法雖然造成農民現金收入之增加，但同時也造成其生產成本之上升；Argilés and Brown (2011) 則發現有機與慣行農民在生產成本與利潤上並無明顯差異，但有機農民之收入卻呈現顯著上升

之結果。本文之結果說明有機農法與慣行農法在耕作所需之成本上並無統計上顯著的差異，且在目前的產業發展狀況之下，由於農民直接將稻穀交給農會或米廠，不需考慮運銷成本等因素；相較於國外研究，目前富里鄉有機稻米與一般稻米之間並未有足夠的價差來彌補產量上的減少，以致於採用有機農法平均造成單位面積收入下降約 26,800 元，而平均單月利潤也減少約 3,500 元的結果。



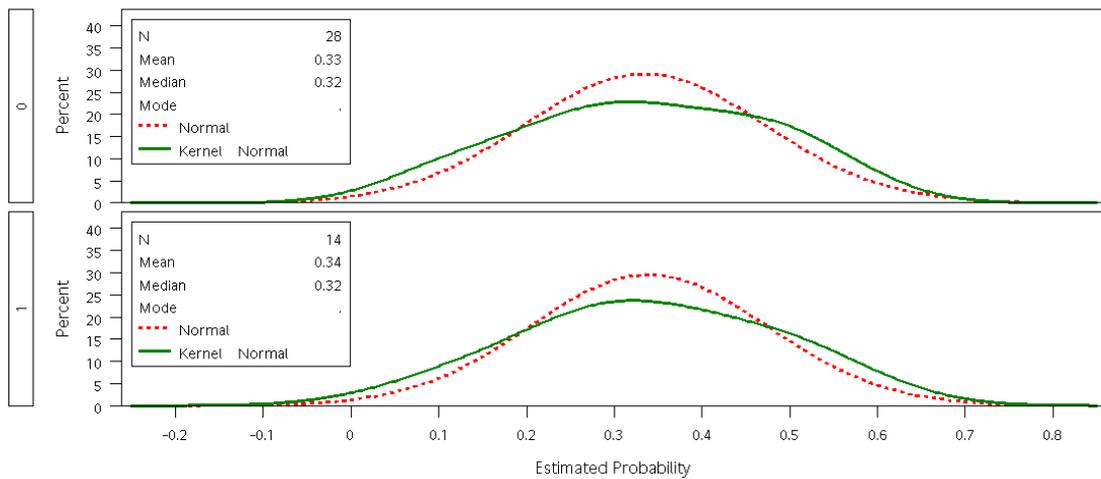
資料來源：本研究。

圖 5-1 未配對樣本之採用機率分布圖



資料來源：本研究。

圖 5-2 一對一配對後之採用機率分布圖



資料來源：本研究。

圖 5-3 一對二配對後之採用機率分布圖

表 5-1 對有機農業之看法與農民分類之 2×3 列聯表

對有機看法		農民分類			總計
		慣行農民	晚採用農民	早採用農民	
一般	次數分配	58	9	16	83
	列佔比	69.88	10.84	19.28	
	行佔比	52.25	34.62	51.61	
正向、積極	次數	53	17	15	85
	列佔比	62.35	20.00	17.65	
	行佔比	47.75	65.38	48.39	
總計		116	26	31	168

資料來源：本研究。

表 5-2 態度形成之 logistic 模型估計結果

變數名稱	模型 I：考慮有機與慣行農民差異			
	估計值	標準差	p-value	邊際效果
截距項	-8.4910 ***	2.9801	0.0044	
態度構面				
A_{INF}	-0.0798	0.5063	0.8748	-0.0199
$A_{E\&H}$	2.0671 ***	0.4980	<.0001	0.5168
SN	0.2447	0.3820	0.5218	0.0612
採用行為				
W	8.6260 **	4.6324	0.0626	0.9458
交乘項				
$W \times A_{INF}$	-0.7459	0.8683	0.3903	-0.1865
$W \times A_{E\&H}$	-1.9703 **	0.8884	0.0266	-0.4926
$W \times SN$	0.7493	0.6422	0.2433	0.1873
基本特徵				
Edu	0.0640	0.0868	0.4607	0.0160
Age	-0.0039	0.0196	0.8421	-0.0010
$Land_size$	0.2828 **	0.1229	0.0214	0.0707
R_size	-0.4651 ***	0.1515	0.0021	-0.1163
$H-L$ test			9.7992	
(p-value)			(0.2794)	

註 1：*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 的顯著水準下顯著。

註 2： $H-L$ test 指 Hosmer-Lameshow 檢定。本模型自由度為 8。

註 3： $\chi^2_{0.05}(8) = 15.51$, $\chi^2_{0.025}(8) = 17.54$, $\chi^2_{0.01}(8) = 20.09$ 。

資料來源：本研究。

表 5-3 態度形成之 logistic 模型估計結果

變數名稱	模型 II：考慮早採用與晚採用農民差異			
	估計值	標準差	p-value	邊際效果
截距項	-8.4064 ***	3.0028	0.0051	
態度構面				
A_{INF}	-0.1216	0.5075	0.8106	-0.0304
$A_{E\&H}$	2.0788 ***	0.5001	<.0001	0.5195
SN	0.2597	0.3825	0.4972	0.0649
採用行為				
D_E	5.2621	6.0970	0.3881	0.7042
D_L	13.1305 **	6.6732	0.0491	0.8799
交乘項				
$D_E \times A_{INF}$	0.3108	1.0235	0.7614	0.0777
$D_E \times A_{E\&H}$	-2.1458 **	1.0558	0.0421	-0.5362
$D_E \times SN$	0.5681	0.8006	0.4780	0.1420
$D_L \times A_{INF}$	-3.4017 **	1.7275	0.0489	-0.8501
$D_L \times A_{E\&H}$	-0.8103	1.4307	0.5711	-0.2025
$D_L \times SN$	1.6136	1.1606	0.1644	0.4033
Edu	0.0760	0.0904	0.4007	0.0190
Age	-0.0062	0.0203	0.7599	-0.0016
$Land_size$	0.2763	0.1260	0.0283	0.0691
R_size	-0.4519 ***	0.1558	0.0037	-0.0820
$H-L$ test		9.9675		
(p-value)		(0.2673)		

註 1：*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 的顯著水準下顯著。

註 2： $H-L$ test 指 Hosmer-Lameshow 檢定。本模型自由度為 8。

註 3： $\chi^2_{0.05}(8) = 15.51$, $\chi^2_{0.025}(8) = 17.54$, $\chi^2_{0.01}(8) = 20.09$ 。

資料來源：本研究。

表 5-4 有機農法採用之影響因素及邊際效果：logistic 模型

變數名稱	模型 III：採用相對不採用			
	估計值	標準差	p-value	邊際效果
截距項	-12.5031 ***	3.6376	0.0006	
TPB 構面				
A_{INF}	1.0033 **	0.4409	0.0229	0.2044
$A_{E\&H}$	1.0934 ***	0.4245	0.0100	0.2228
$A_{OR\cdot EH}$	0.5659	0.3827	0.1393	0.1153
SN	-0.6979 **	0.3328	0.0361	-0.1421
PBC	-0.4133	0.6126	0.4999	-0.0842
經濟考量				
$A_{OR\cdot Econ}$	1.2693 ***	0.4873	0.0092	0.2586
基本特徵				
Edu	-0.1121	0.0990	0.2578	-0.0228
Age	0.0303	0.0221	0.1707	0.0062
$Land_Size$	-0.0924	0.1257	0.4623	-0.0188
R_Size	0.1552	0.1502	0.3014	0.0316
$H-L$ test		7.1521		
(p-value)		(0.5203)		

註 1：*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 的顯著水準下顯著。

註 2： $H-L$ test 指 Hosmer-Lameshow 檢定。本模型自由度為 8。

註 3： $\chi_{0.05}^2(8) = 15.51$, $\chi_{0.025}^2(8) = 17.54$, $\chi_{0.01}^2(8) = 20.09$ 。

資料來源：本研究。

表 5-5 有機農法採用之影響因素及邊際效果：multinomial logit 模型

變數名稱	MODEL IV：早採用相對慣行			
	估計值	標準差	p-value	邊際效果
截距項	-14.6680 **	4.6657	0.0017	
TPB 構面				
A_{INF}	1.3405 **	0.5449	0.0139	0.1418
$A_{E\&H}$	1.4868 ***	0.5417	0.0061	0.1593
$A_{OR\cdot EH}$	0.0710	0.4556	0.8762	-0.0096
SN	-0.8371 **	0.4019	0.0372	-0.0877
PBC	0.3351	0.7397	0.6505	0.0575
經濟考量				
$A_{OR\cdot Econ}$	0.8754	0.5850	0.1345	0.0744
基本特徵				
Edu	-0.0965	0.1277	0.4498	-0.0090
Age	0.0492 *	0.0282	0.0810	0.0054
$Land_Size$	-0.3506 *	0.1913	0.0668	-0.0419
R_Size	0.4745 **	0.2150	0.0273	0.0565
變數名稱	MODEL V：晚採用相對慣行			
	估計值	標準差	p-value	邊際效果
截距項	-12.8287 ***	4.5271	0.0046	
TPB 構面				
A_{INF}	0.7731	0.5742	0.1781	0.5949
$A_{E\&H}$	0.7307	0.5642	0.1953	0.0528
$A_{OR\cdot EH}$	1.1372 **	0.5214	0.0292	0.1171
SN	-0.5399	0.4271	0.2062	-0.0431
PBC	-1.2186	0.8238	0.1391	-0.1319
經濟考量				
$A_{OR\cdot Econ}$	1.6757 ***	0.6378	0.0086	0.1606

表 5-5 (續) 有機農法採用之影響因素及邊際效果：multinomial logit 模型

變數名稱	MODEL V：晚採用相對慣行			
	估計值	標準差	p-value	邊際效果
基本特徵				
<i>Edu</i>	-0.1318	0.1231	0.2845	-0.0122
<i>Age</i>	0.0128	0.0270	0.6349	0.0006
<i>Land_Size</i>	0.1054	0.1515	0.4865	0.0164
<i>R_Size</i>	-0.1326	0.1981	0.5031	-0.0212
Likelihood ratio	293.2715			
(p-value)	(<.0001)			

註 1：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%的顯著水準下顯著。

註 2：Likelihood ratio 遵從卡方分配。此模型自由度為 22。

註 3： $\chi^2_{0.05}(22) = 33.92$, $\chi^2_{0.025}(22) = 36.78$, $\chi^2_{0.01}(22) = 40.29$ 。

資料來源：本研究。

表 5-6 傾向分數敘述統計表

類別	樣本數	平均數	標準差	最大值	最小值
全樣本	168	0.3546	0.2990	0.9944	0.0012
有機農民	57	0.6453	0.2370	0.9944	0.1022
早採用農民	31	0.6593	0.2462	0.9944	0.2324
晚採用農民	26	0.6285	0.2292	0.9865	0.1022
慣行農民	111	0.2053	0.2022	0.8659	0.0012

資料來源：本研究。

表 5-7 利用共變數調整計算之 ATT—不區分採用時點

變數名稱	ATT	F-statistics
成本	15,140.95	0.9292
平均成本	-2,285.20	0.1409
收入	-31,709.02	0.9627
平均收入	-23,514.60***	30.2767
利潤	-4,335.97	0.9674
平均利潤	-2,389.00***	8.9958

註 1：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%的顯著水準下顯著。

註 2：分子自由度 2，分母自由度 164，由於自由度極高，本文提供自由度(2, 120)之 F 統計值。

註 3： $F_{0.1}(2,120) = 2.3473$ ， $F_{0.05}(2,120) = 3.0718$ ， $F_{0.01}(2,120) = 4.787$ 。

資料來源：本研究計算。

表 5-8 利用共變數調整計算之 ATT—區分採用時點

變數名稱	早採用有機者		晚採用有機者	
	ATT	F-statistics	ATT	F-statistics
成本	118,684	1.7074	-106,185	0.6209
平均成本	2,763	0.1420	-7,869	0.8095
收入	117,710	1.3661	-208,253	0.7461
平均收入	-26,812***	23.9740	-18,959***	22.1913
利潤	1,420	1.2190	-11,455	0.6282
平均利潤	-3,563***	12.0141	-1,042*	3.0329

註 1：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%的顯著水準下顯著。

註 2：分子自由度 2，分母自由度 164。

註 3： $F_{0.1}(2,120) = 2.3473$ ， $F_{0.05}(2,120) = 3.0718$ ， $F_{0.01}(2,120) = 4.787$ 。

資料來源：本研究。

表 5-9 利用一對一配對樣本計算之 ATT

經濟變數	Wilcoxon 符號排序檢定		ATT	
	統計值	<i>p</i> -value	估計值	<i>p</i> -value
成本	31.5	0.4345	13,550	0.9033
平均成本	6.5	0.8385	-1,583	0.8158
收入	32.5	0.4198	-46,866	0.8229
平均收入	-162.5 ***	<.0001	-23,920 ***	<.0001
利潤	16.5	0.6836	-5,954	0.6471
平均利潤	-141.5 ***	<.0001	-2,584 ***	0.0031

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%的顯著水準下顯著。

資料來源：本研究。

表 5-10 利用 Wilcoxon 等級加總檢定比較配對前後樣本之差異

問項編號	配對前兩組農民差異 之 <i>p</i> -value	配對後兩組農民 差異之 <i>p</i> -value	配對後兩組農民是否 有差異？
第一構面			
A_1	0.7731	0.9917	N
A_2	0.1846	0.6926	N
A_3	0.0048***	0.1899	N
A_4	0.0298**	0.8532	N
A_5	0.7626	0.8142	N
A_6	0.0280**	0.6632	N
A_7	0.0129***	0.2586	N
A_8	0.1386	0.2911	N
第二構面			
B_1	0.2175	0.5389	N
B_2	0.7096	0.3011	N
B_3	0.0005***	0.6485	N
B_4	0.5758	0.3679	N
B_5	0.0120***	0.8287	N

表 5-10 (續) 利用 Wilcoxon 等級加總檢定比較配對前後樣本之差異

問項編號	配對前兩組農民差異 之 <i>p</i> -value	配對後兩組農民 差異之 <i>p</i> -value	配對後兩組農民 是否仍有差異?
第三構面			
C_1	0.3457	0.5389	N
C_2	0.0038 ***	0.6283	N
C_3	0.4103	0.3677	N
C_4	0.0005 ***	0.7751	N
C_5	0.1825	0.8091	N
第四構面			
D_1	0.1447	0.2780	N
D_2	0.0164 **	0.8465	N
D_3	0.0003 ***	0.4156	N
第五構面			
E_1	<.0001 ***	0.4310	N
E_2	0.0002 ***	0.1276	N
E_3	0.5802	0.7154	N
E_4	0.1369	0.6452	N
基本特質			
<i>Age</i>	0.0010 ***	0.4582	N
<i>Edu</i>	0.0064 ***	0.3058	N
<i>Land_Size</i>	0.8120	0.3812	N
<i>R_Size</i>	0.3182	0.1554	N

資料來源：本研究。

第六章 結論



隨著社會環境的變遷，人們對於環境與生態保育的意識越來越強烈，而消費者對於有機農產品的需求也越來越高，且永續發展在地球村的普世價值下，其重要性更受到國際社會的關注；因此，可以滿足消費者對食品安全的需求以及維護環境生態的有機農業，成為永續發展大齒輪下的一股力量。了解農民對有機農業的看法，並且計畫性地推廣有機農業，已經是近幾年世界各國農業發展的主要方向。過去相當多文獻指出，農民對於有機農法的採用行為並不僅僅受到經濟因素的考量，也受到農民各種態度構面的影響；本文故而以臺灣有機發展相當早，且成長穩定快速的花蓮縣富里鄉羅山有機村及周圍村鎮的有機農民與慣行農民為研究母體，分三方面探討有機農法採用的態度形成、影響因素以及經濟效果。

技術採用行為的分析在近 20 年以來有兩大方法論上的突破，其中之一是延引了心理學領域 Ajzen (1985) 及 Ajzen and Madden (1986) 所提出的計畫行為理論。計畫行為理論以富直覺性而具有層次的邏輯解析行為意圖的形成，在採用行為的分析上別具意義。技術採用行為分析近年來在方法論的另一突破是應用 Rosenbaum and Rubin (1983) 提出的傾向分數法；傾向分數法不僅可以成功解決探討技術採用所造成的經濟影響之評估時，不可避免的自我選擇偏誤問題，並且可以精確地衡量採用行為與經濟結果之間的因果關係。本文結合這兩種方法論上的發展，在第一子題與第二子題分別探討農民形成正向的有機態度受到何種構面之影響，並檢視農民採用有機農法是由於經濟因素的考量，或是一種計畫行為的呈現；最後在第三子題就採用有機農法的經濟影響效果做一評估。

本研究在第一子題將農民對有機農法造成之影響的看法以及主觀行為控制合併，視為農民對有機農法的態度。利用 logistic 模型所估計出的結果顯示，有機農民對環境與健康的態度會對其形成正向的有機態度造成負向的影響，本文認為可能來自於有機產業發展之問題—其他農民之行為造成的外部性負面影響。進一步將有機農民區分為早採用農民及晚採用農民，發現早採用農民對環境與健康的態度對形成正向有機態度有負向影響，但晚採用農民與慣行農民間

則無顯著差異。這樣的結果進一步驗證了早期有機產業的發展問題。

第二子題的研究發現，農民在選擇採用有機農法與否時，計畫行為理論的架構與對有機農法之經濟考量在不同群之農民中有不同的效果。若只考慮有機農民與慣行農民，則經濟因素為採用時重要的考量，認為有機農法對經濟越好者，採用之機率越高；但若將有機農民進一步區分為早採用農民與晚採用農民，則可以發現這兩群農民之間影響採用決策之因素大不相同。早採用農民受到態度構面的影響較多，對資訊、對環境與健康的態度以及主觀社會規範都影響其採用決策；晚採用農民的採用行為則主要受到經濟因素之影響。本研究第二子題的結果與 Läßle and Rensburg (2011)、Mzoughi (2011) 得到的結果相當類似；較為不同的是，過去文獻中未曾考慮的租地面積對富里鄉早採用農民的採用決策產生了顯著影響，租地面積較大農民的採用機會也較高，產生此結果之原因應也來自於富里鄉有機發展之脈絡。

在方法論上，本研究第三子題利用傾向分數進行共變數調整以及配對法以估算有機農法採用的經濟效果，結果發現，以兩種方式得到的結果在數值與統計顯著性的差異並不大。透過平均試驗效果的估算結果，本文發現有機農民會因為採用有機農法而導致較低的單位面積收入與單位面積利潤；若進一步區分早採用農民與晚採用農民，則早採用農民的單位面積收入以及單位面積利潤比晚採用農民來的低。

本文的實證結果除了達成研究目的之外，另也發現富里鄉稻農在對有機農業的態度以及採用有機農法之行為上，確實受到該鄉有機稻米產業發展之影響。過去在文獻中未曾討論地方產業發展過程對於農民態度之影響，基於本文的實證結果，後續研究應由產業發展的角度深入了解農民的態度形成；又由於有機農法為一種因地制宜的耕作方式，因此，這個結果或許無法視為具一般性的發現，但仍然對於了解富里鄉稻農對有機農法的態度會有相當助益。

對於推廣人員、農政單位以及有機產業從事者，本文依據主要研究結果提出以下具體建議。由推廣人員推廣有機農法的角度而言，本文認為，首先必須要營造對有機農法友善的社會氛圍，使農民主觀認為周遭大眾偏好有機農產品。



由於現階段產業結構所致，農民較少親身接觸消費者或商店，因此實際做法可以舉辦活動使農民與消費者之間產生更深的連結。除了改善農民的社會規範，由經濟因素對早採用農民與晚採用農民採用行為的不同影響效果來看，基於晚採用有機的農民較重視經濟因素，且採用有機農法確實會降低農民之收入與利潤，農政單位可以由提高有機稻穀收購價著手，增加農民採用有機農法之誘因。此外，相關單位應該再加強有機農產品的監管機制，以避免不肖農民或業者的投機行為造成農民對有機農法信心的喪失，以致於雖然關心環境與健康，但不想採用有機農法的結果。

本研究有數項限制。首先，在調查部分受限於實際因素考量，無法對富里全鄉做一有系統的抽樣，僅能以方便抽樣進行調查；而在調查經濟變數時，本研究無法取得農民實際的成本、收入等數據，僅能以訪查結果配合農民的一般認知加以估算，因此本研究於第三子題的結果無法反映個別農民管理方式上的差異。此外，本研究在訪問過程中發現，必須以深入訪談的方式才能了解個別農民的想法以及一般農民對有機的想法，因此建議未來研究可以增加質化的研究方式。

參考文獻



一、中文部分

王明好、林玠恒、方治文、涂安蓉、張甄育、林倩如，2011。「農民持續採用有機耕種行為意圖之研究：以計畫行為理論為基礎」，『台灣農學會報』。12卷，1期，68-88。

吳明峰，2011。「影響農民投入有機農業行為意象之研究」。博士論文，國立中山大學公共事務管理研究所。

花蓮區農業改良場，1996。花蓮區農情資訊，52期。花蓮：花蓮區農業改良場。

花蓮區農業改良場，1995。花蓮區農情資訊，51期。花蓮：花蓮區農業改良場。

花蓮區農業改良場，1995。花蓮區農情資訊，50期。花蓮：花蓮區農業改良場。

花蓮區農業改良場，1995。花蓮區農情資訊，43期。花蓮：花蓮區農業改良場。

花蓮區農業改良場，1995。花蓮區農情資訊，40期。花蓮：花蓮區農業改良場。

耕耘臺灣·農業大世紀：農業紀實。耕耘臺灣·農業大世紀編輯委員會，2011。臺北：行政院農業委員會。

許世宏、劉惠國、柳婉郁，2010。「台南縣後壁鄉稻農對有機稻米看法之分析」，『作物、環境與生物資訊』。7卷，1期，21-36。

許禎元，2004。「社會科學信度與效度的檢定及其關聯性」，『醒吾學報』。27卷，1-23。

郭華仁，2012。「有機農業的必然與實現—典範移轉與立法」，『台灣國際法季刊』。9卷，4期，81-111。

陸怡蕙、黃芳玫、張竣翔、簡毓寧，2010。「創新技術採用之影響因素研究—以香蕉生產者之知識累積與資訊取得為例」。『農業經濟叢刊』，16卷，1期，33-77。



- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵，2005。多變量分析方法－統計軟體應用。臺北：五南。
- 陳志綸，2007。「有機農業生產空間形構過程之研究：以花蓮縣富里鄉銀川米為例」。碩士論文，國立臺灣大學地理環境資源學研究所。
- 陳玠廷，2007。「臺灣有機農業之鄉村性論述－以富里鄉羅山村為例」。碩士論文，國立臺灣大學農業推廣學研究所。
- 陳源俊、劉興榮、沈聰明、謝依霖，2010。「認知、情感與行為因素影響有機產業群聚發展之研究－以富里鄉居民為例」。花蓮區農業改良場研究彙報。28期，61-76。
- 黃翠瑛，2009。「影響農民採用有機農產品標章因素之研究」。碩士論文，國立嘉義大學生物事業管理學系。
- 黃俊英、林震岩，1994。SAS 精析與實例。臺北：華泰文化。
- 顏月珠，2006。無母數統計方法。臺北：三民書局。
- 劉建煌，2011。「苗栗縣苑裡鎮慣行、有機稻農的生產行為、農業典範及有機產銷態度之比較」。碩士論文，國立臺灣師範大學環境教育研究所。

二、英文部分

- Abadie, A., Imbens, G. W., 2005. Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Econometrica*, 74(1), pp. 235-267.
- Ajzen, I., Fishbein, M., 1970. The Prediction of Behavior from Attitudinal and Normative Variables. *Journal of Experimental Social Psychology*, 6(4), pp. 466-487.
- Ajzen, I., 1971. Attitudinal vs. Normative Messages: An Investigation of the Differential Effects of Persuasive Communications on Behavior. *Sociometry*, 34(2), pp. 263-280.

Ajzen, I., Fishbein, M., 1980. *Understanding Attitudes and Predicting Social Behavior*.
NJ: Prentice-Hall.

Ajzen, I., 1985. From Intentions to Actions: A Theory of Planned Behavior. In Kuhl,
J., Beckmann, J., eds., *Action Control: From Cognition to Behavior*, pp. 11-39.
Heiderberg: Springer.

Ajzen, I., Madden, T. J., 1986. Prediction of Goal-Directed Behavior: Attitudes,
Intentions, and Perceived Behavior Control. *Journal of Experimental Social
Psychology*, 22(5), pp.453-474.

Ajzen, I., 1988. *Attitudes, Personality, and Behavior*. Milton Keynes: Open
Univerity Press.

Ajzen, I., 1991. The Theory of Planned Behavior. *Organization Bahavior and
Human Decision Processes*, 50(2), pp. 179-211.

Ajzen, I., 2012. The Theory of Planned Behavior. In Van Lange, P. A. M., Kruglanski,
A. W., Higgins, E. T., eds., *Theories of Social Psychology*. London: SAGE.

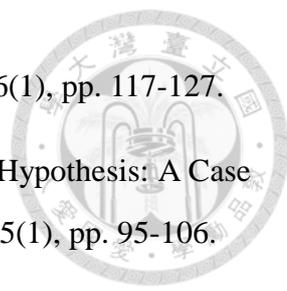
Allison, P. D., 2008. Convergence Failures in Logistic Regression. Paper presented at
SAS Global Forum 2008. San Antonio, Texas. March 16-19.

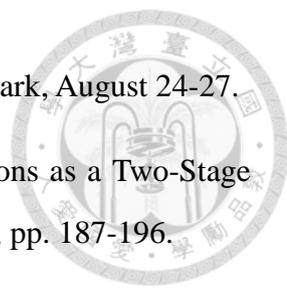
Argilés, J. M., Brown, N. D., 2010. A Comparison of the Economic and
Environmental Performances of Conventional and Organic Farming: Evidence
from Financial Statements. *Agricultural Economics Review*, 11(1), pp. 69-86.

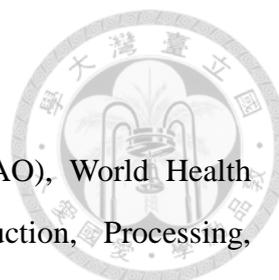
Austin, P. C., 2011. An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the
Effects of Confounding in Observational Studies. *Multivariate Behavioral
Research*, 46(3), pp. 399-424.

Baerenklau, K. A., 2005. Toward an Understanding of Technology Adoption: Risk,
Learning, and Neighborhood Effects. *Land Economics*, 81(1), pp. 1-19.

Beedell, J., Rehman, T., 2000. Using Social-Psychology Models to Understand

- 
- Farmers' Conservation Behavior. *Journal of Rural Studies*, 16(1), pp. 117-127.
- Best, H., 2008. Organic Agriculture and the Conventionalization Hypothesis: A Case Study from West Germany. *Agriculture and Human Values*, 25(1), pp. 95-106.
- Blackman, A., Naranjo, M. A., 2012. Does Eco-Certification Have Environmental Benefits? Organic Coffee in Costa Rica. *Ecological Economics*, 83(1), pp. 58-66.
- Bolwig, S., Gibbon, P., Jones, S., 2009. The Economics of Smallholder Organic Contract Farming in Tropical Africa. *World Development*, 37(6), pp. 1094-1104.
- Boyd Jr, H. W., Westfall, R., Stasch, S. F., 1989. *Marketing Research: Text and Cases*. Homewood, IL: Richard D. Irwin Inc.
- Burton, M., Rigby, D., Young, T., 1999. Analysis of the Determinants of Adoption of Organic Horticultural Techniques in the UK. *Journal of Agricultural Economics*, 50(1), pp. 47-63.
- Burton, M., Rigby, D., Young, T., 2003. Modelling the Adoption of Organic Horticultural Technology in the UK Using Duration Analysis. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 47(1), pp. 29-54.
- Cochrane, W. W., 1958. *Farms Prices: Myth and Reality*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Darnhofer, I., Schneeberger, W., Freyer, B., 2005. Converting or Not Converting to Organic Farming in Austria: Farming Types and Their Rationale. *Agriculture and Human Values*, 22(1), pp. 39-52.
- Dehejia, R. H., Wahba, S., 2002. Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. *The Review of Economics and Statistics*, 84(1), pp. 151-161.
- De Cock, L., 2005. Determinants of Organic Farming Conversion. Paper presented at

- 
- 6th International Congress of the EAAE. Copenhagen, Denmark, August 24-27.
- Dimera, E., Skuras, D., 2003. Adoption of Agricultural Innovations as a Two-Stage Partial Observability Process. *Agricultural Economics*, 28(3), pp. 187-196.
- Dixit, A. K., Robert, S., P., 1994. *Investment under Uncertainty*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Falcon, W. P., 1970. The Green Revolution: Generations of Problems. *American Journal of Agricultural Economics*, 52(5), pp. 698-710.
- Feder, G., 1980. Farm Size, Risk Aversion and the Adoption of New Technology under Uncertainty. *Oxford Economic Papers*, 32(2), pp. 263-282.
- Feder, G., O'Mara, G. T., 1982. On Information and Innovation Diffusion: A Bayesian Approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(1), pp. 141-145.
- Feder, G., Just, R. E., Zilberman, D., 1985. Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey. *Economic Development and Cultural Change*, 33(2). pp. 255-298.
- Feder, G., Umali, D. L., 1993. The Adoption of Agricultural Innovations: A Review, *Technological Forecasting and Social Change*, 43(3-4), pp. 215-239
- Finger, R., Lehmann, B., 2012. Adoption of Agri-Environmental Programmes in Swiss Crop Production. *EuroChoices*, 11(1), pp. 28-33. The Agricultural Economics Society and the European Association of Agricultural Economists.
- Fishbein, M., Ajzen, I., 1975. *Belief, Attitude, Intention and Behavior: An Introductory to Theory and Research*. Massachusetts: Addison-Wesley.
- Flaten, O., Lien, G., Ebbesvik, M.M Koesling, M., Valle, P., 2006. Do the New Organic Producers Differ from the 'Old-Guard'? Empirical Results from Norwegian Dairy Farming. *Renewable Agriculture and Food System*, 21(3), pp.



174-182.

Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), World Health Organization (WHO), 2011. Guidelines for the Production, Processing, Labelling and Marketing of Organically Produced Foods. CAC/GL 32-1999-Rev.1-2001. FAO and WHO Codex, Alimentarius Commission, Rome, Italy.

Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), 2011. Socio-Economic Analysis of Conservation Agriculture in Southern Africa. Network Paper 2. FAO, Rome, Italy.

Frondel, M., Schmidt, C. M., 2005. Evaluating Environmental Programs: The Perspective of Modern Evaluation Research. *Ecological Economics*, 55(4), pp. 515-526.

Gardebroek, C., 2006. Comparing Risk Attitudes of Organic and Non-Organic Farmers with a Bayesian Random Coefficient Model. *European Review of Agricultural Economics*, 33(4), pp. 485–510.

Genius, M., Pantzios, C. J., Tzouvelekas, V., 2006. Information Acquisition and Adoption of Organic Farming Practices. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 31(1), pp. 93-113.

Greenstone, M., Gayer, T., 2009. Quasi-experiment and Experimental Approaches to Environmental Economics. *Ecological Economics*, 57(1), pp. 21-44.

Gujarati, D. N., Porter, D. C., 2009. *Basic Econometrics*, 5e. NY: McGraw-Hill.

Guo, S. Y., Fraser, M. W., 2010. *Propensity Score Analysis*. Thousand Oaks: SAGE Publications.

Hayami, Y., Ruttan, V. W., 1985. *Agricultural Development: An International Perspective*. Baltimore, MD: John Hopkins University Press.

Heckman, J. J., 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.

Heckman, J. J., Smith, J., 1996. Experimental and Non-experimental Evaluations. In Schmid, G., eds., *International Handbook of Labor Market Policy and Evaluation*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.

Heckman, J. J., Ichimura, H., Smith, J., Todd, P., 1996. Source of Selection Bias in Evaluating Programs: An Interpretation of Conventional Measures and Evidence on the Effectiveness of Matching as a Program Evaluation Method. Proceedings of the National Academy of Sciences.

Heckman, J. J., 1997. Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used in Making Program Evaluations. *Journal of Human Resources*, 32(3), pp. 441-462.

Heckman, J. J., 2005. The Scientific Model of Causality. *Sociological Methodology*, 35(1), pp. 1-97.

Henson, R. K., 2001. Understanding Internal Consistency Reliability Estimates: A Conceptual Primer on Coefficient Alpha. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34(3), pp. 177-189.

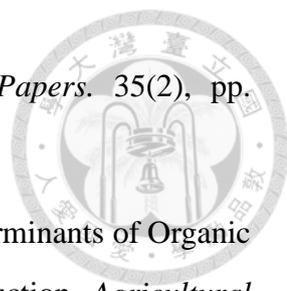
Hiebert, D., 1974. Risk, Learning and the Adoption of Fertilizer Responsive Seed Varieties. *American Journal of Agricultural Economics*, 56(4), pp. 764-768.

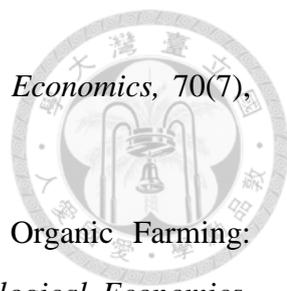
Hogg, R. V., Tanis, E. A., 2010. *Probability and Statistical Inference*, 8e. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.

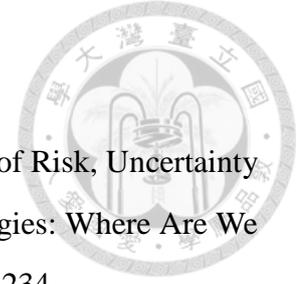
Howard, A., 1940. *An Agricultural Testament*. Oxford: Oxford University Press.

Imbens, G. W., 2004. Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review. *The Review of Economics and Statistics*. 86(1), pp.4-29.

Just, R. E., Zilberman, D., 1983. Stochastic Structure, Farm Size and Technology

- 
- Adoption in Developing Agriculture. *Oxford Economic Papers*. 35(2), pp. 307-328.
- Kallas, Z., Serra, T., Gil, J. M., 2010. Farmers' Objectives as Determinants of Organic Farming Adoption: The Case of Catalonian vineyard production. *Agricultural Economics*, 41(5), pp. 409-423.
- Khaledi, M., Weseen, S., Sawyer, E., Ferguson, S., Gray, R., 2010. Factors Influencing Partial and Complete Adoption of Organic Farming Practices in Saskatchewan, Canada. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 58(1), pp. 37-56.
- Kislev, Y., Shchori-Bachrach, N., 1973. The Process of an Innovation Cycle. *American Journal of Agricultural Economics*, 55(1), pp. 28-37.
- Kuminoff, N. V., Wossink, A., 2005. Valuing the Option to Convert from Conventional to Organic Farming. Paper presented at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, Jul. 27-27, 2005.
- Kleemann, L., Abdulai, A., 2013. Organic Certification, Agro-Ecological Practices and Return on Investment: Evidence from Pineapple Producers in Ghana. *Ecological Economics*, 93, pp. 330-341.
- Latruffe, L., Nauges, C., 2014. Technical Efficiency and Conversion to Organic Farming: The Case of France. *European Review of Agricultural Economics*, 41(2), pp. 227-253.
- Läpple, D., 2010. Adoption and Abandonment of Organic Farming: An Empirical Investigation of the Irish Drystock Sector, *Journal of Agricultural Economics*. 61(3), pp. 697-714.
- Läpple, D., Rensburg, T. V., 2011. Adoption of Organic Farming: Are There

- 
- Differences between Early and Late Adoption?, *Ecological Economics*, 70(7), pp. 1406-1414.
- Läpple, D., Kelley, H., 2013. Understanding the Uptake of Organic Farming: Accounting for Heterogeneities among Irish Farmers. *Ecological Economics*, 88(1), pp. 11-19.
- Lewis, D. J., Barham, B. L., Robinson, B., 2011. Are There Spatial Spillovers in the Adoption of Clean Technology? The Case of Organic Dairy Farming. *Land Economics*, 87(2), pp.250-267.
- Lindner, R. K., Fischer, A. J., Pardey, P., 1979. The Time to Adoption. *Economic Letters*, 2(2), pp. 187-190.
- Lipson, M., 1999. The Scientific Congress on Organic Agricultural Research: Building a National Research Agenda. In Lipson, M., Hammer, T., eds., *Organic Farming and Marketing Research - New Partnerships and Priorities*. Proceedings of the Workshop. Santa Cruz: Organic Farming Research Foundation.
- Lockeretz, W., 1995. Organic Farming in Massachusetts: An Alternative Approach to Agriculture in an Unbanised State. *Journal of Soil and Water Conservation*, 50(6), pp. 663-667.
- Lynne, G. D., 1995. Modifying the Neo-Classical Approach to Technology Adoption with Behavioural Science Models. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 27(1), pp. 67-80.
- Lynne, G. D., Casey, C. F., Hodges, A., Rahmani, M., 1995. Conervation Technology Adoption Decisions and the Theory of Planned Behavior. *Journal of Economics Psychology*, 16(4), pp. 581-598.
- Mansfield, E., 1961. Technical Change and the Rate of Imitation. *Econometrica*,



- 29(4), pp. 741-765.
- Marra, M., Pannell, D., J., Ghadim, A. A., 2003. The Economics of Risk, Uncertainty and Learning in the Adoption of New Agricultural Technologies: Where Are We on the Learning Curve. *Agricultural Systems*, 75(3), pp. 215-234.
- Mayen, C. D., Balagtas, J. V., Alexander, C. E., 2010. Technology Adoption and Technical Efficiency: Organic and Conventional Dairy Farms in the United States. *American Journal of Agricultural Economics*, 92(1), pp. 181-195.
- Mzoughi, N., 2011. Farmers Adoption of Integrated Crop Protection and Organic Farming: Do Moral and Social Concerns Matter?. *Ecological Economics*, 70(8), pp. 1536-1545.
- Oelofse, M., Høgh-Jensen, H., Abreu, L. S., Almeida, G. F., Qiao, Y. H., Sultan, T., Neergaard, A., 2010. Certified Organic Agriculture in China and Brazil: Market Accessibility and Outcomes Following Adoption. *Ecological Economics*, 69(9), pp. 1785-1793.
- Offermann, F., Nieberg, H., 2000. Economic Performance of Organic Farms in Europe. In Dabbert, S., Lampkin, N., Michelsen, J., Nieberg, H., Zanoli, R., eds., *Organic Farming in Europe: Economics and Policy*, vol. 5. Stuttgart: University of Hohenheim. pp. 1-198.
- The Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2008a. *Household Behaviour and the Environment Reviewing the Evidence*. Paris: The Organisation for Economic Co-operation and Development.
- The Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), 2008b. *OECD Household Survey on Environmental Attitudes and Behaviour: Data Corroboration* Paris: The Organisation for Economic Co-operation and Development.

Padel, S., 1994. Adoption of Organic Farming as an Example of the Diffusion of an Innovation. Working paper, Center for Organic Husbandry and Agroecology, University of Wales. Cited in Rigby, D., Young, T., Burton, M., 2001. The Development of and Prospects for Organic Farming in the UK. *Food Policy*, 26(6), pp. 599-613.

Padel, S., Lampkin, N., 1994. Farm-Level Performance of Organic Farming Systems: An Overview. In Lampkin, N., Padel, S., eds., *The Economics of Organic Farming – An International Perspective*. Wallingford: CAB International. pp. 201-219.

Padel, S., 2001. Conversion to Organic Farming: A Typical Example of the Diffusion of an Innovation? *Sociologia Ruralis*, 41(1), pp. 60-61.

Pannell, D., Vanclay, F., eds., 2011. *Changing Land Management: Adoption of New Practices by Rural Landholders*. Collingwood: CSIRO Publishing.

Pietola, K. S., Oude Lansink, A., 2001. Farmer Response to Policies Promoting Organic Farming Technologies in Finland. *European Review of Agricultural Economics*, 28(1), pp. 1-15.

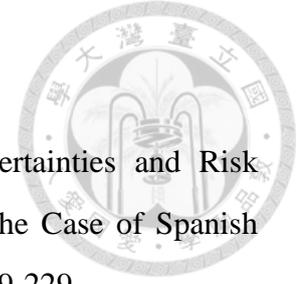
Rigby, D., Young, T., Burton, M., 2001. The Development of and Prospects for Organic Farming in the UK. *Food Policy*, 26(6), pp. 599--613.

Rigby, D., Cáceres, D., 2001. Organic Farming and the Sustainability of Agricultural Systems. *Agricultural Systems*, 68(1), pp. 21-40.

Rogers, E., 1962. *Diffusion of Innovations: The Impact of Communications*. N.Y.: Holt, Rinehart & Winston.

Rogers, E., 1969. *Modernization among Peasants: The Impact of Communications*. N.Y.: Holt, Rinehart & Winston.

Schultz, T. W., 1975. The Value of the Ability to Deal with Disequilibrium. *Journal*



- of Economic Literature*, 13(3), pp. 827-846.
- Serra, T., Zilberman, D., Gil, J. M., 2008. Differential Uncertainties and Risk Attitudes between Conventional and Organic Producers: The Case of Spanish Arable Crop Farmers. *Agricultural Economics*, 39(2), pp. 219-229.
- Sipiläinen, T., Huhtala, A., 2013. Opportunity Costs of Providing Crop Diversity in Organic and Conventional Farming: Would Targeted Environmental Policies Make Economic Sense?. *European Review of Agricultural Economics*, 40(3), pp. 441-462.
- Smetana, J. G., Adler, N. E., 1980. Fishbein's Value x Expectancy Model: An Examination of Some Assumptions. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 6, pp.89-96.
- Tiffin, R., Balcombe, K., 2011. The Determinants of Technology Adoption by UK Farmers Using Bayesian Model Averaging: the Cases of Organic Production and Computer Usage. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 55(4), pp. 579-598.
- Tung, S. J., Shih, C. C., Wei, S., Chen, Y. H., Attitudinal Inconsistency toward Organic Food in Relation to Purchasing Intention and Behavior: An Illustration of Taiwan Consumers. *British Food Journal*, 114(7), pp. 997-1015.
- Uematsu, H., Mishra, A. K., 2012. Organic Farmers or Conventional Farmers: Where's the Money? *Ecological Economics*, 78, pp. 55-62.
- Welch, F., 1970. Education in Production. *Journal of Political Economy*, 78(1), pp. 35-59.
- Wooldridge, J. M., 2009. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 4e. Mason, OH: South-Western CENGAGE Learning.
- Zingg, E., Mann, S., Ferjani, A., 2011. How Green are Communities? Explaining

Difference between Swiss Municipalities in Environmental Stewardship on Farmland. *Regional Studies*, 45(9), pp. 1245-1251.

