

團結力量大？論農民組織對主力農家之經濟影響

陸怡蕙*、蔡旻翰**、楊士昫***

摘要

臺灣主要的農民組織有三種類型（農會、產銷班及農業合作社），此與其他國家多以合作社為主之單一型態有所不同。由於這些農民組織的位階、經營項目與成員組成皆有差異，因此，加入不同農民組織對於農業家戶經濟表現所產生的影響亦可能有所不同。本研究利用 2013 年主力農家調查資料，以多項選擇下之樣本選擇模型（multinomial sample selection model, MSSM）檢視主力農家之農民組織參與影響因素及農民組織參與之平均處理效果（average treatment effect, ATE）。實證結果顯示，主要經營者之性別、年齡、教育程度、從農經驗、全年從事農牧業日數、從事農業前的工作經歷及生產規模（農戶自家人力、耕地面積）等因素，都會影響農民是否參加農民組織及參加何種農民組織的機率。再就農民組織對於農家經濟表現的影響效果而言，本研究發現，在控制可能影響農家利潤率之社會經濟變數並修正農民組織參與選擇的內生性後，農家中有成員為產銷班員或合作社員者，其加入農民組織之平均處理效果分約為 88,000 元及 44,000 元。由於農業合作社及產銷班在本質上垂直整合的程度高於農會，且社員或班員數亦遠低於地方農會，結果說明，透過理念相同且專業接近之農民組成合作社或產銷班等較小型而垂

* 國立臺灣大學農業經濟學系教授。

** 國立臺灣大學農業經濟學系博士生，本文通訊作者，Email：d08627001@ntu.edu.tw。

*** 國立臺灣大學農業經濟學系學士。

直整合程度高的農民組織，對於改善我國小農經營之困境當可發揮相當的效果。

關鍵詞：農民組織參與、影響因素、經濟效果、多項選擇下之樣本選擇模型

JEL 分類代號：Q12、Q13、Q18

團結力量大？論農民組織對主力農 家之經濟影響

陸怡蕙、蔡旻翰、楊士昀

壹、前言

在以小規模農戶為經營主體的國家，農民組織對於農村的經濟及整體農業部門的發展，皆扮演著關鍵性的影響。農民組織不僅是連結農業生產與消費市場之間的橋樑，亦能藉由集結生產規模較小的農民，解決小規模農民在市場競爭的劣勢 (Bruynis et al., 2000)。國外許多文獻有關農民組織之功能及其影響的討論，多是由集體行動 (collective action) 的角度出發，透過集體行動，農民組織內的成員不僅能夠更容易地取得生產要素、借貸服務或是市場資訊，對於農家經濟亦能產生包括降低交易成本 (Sexton, 1986; Staatz, 1987; Valentinov, 2007; Fischer and Qaim, 2012)、在交易過程中減少資訊不對稱的程度及建立對等的市場支配能力或議價能力 (Wollni and Zeller, 2007; Fischer and Qaim, 2012) 等重要助益。

臺灣主要的農民組織有三種類型 (農會、產銷班及農業合作社)，此與世界其他國家只有合作社單一型態有所不同。農會與農業合作社皆為法人屬性，兩者的主管機關分為農委會及內政部，而農業產銷班則為我國農村地區最基層的農民組織 (陳麗玉，2015)，由包括農會或鄉鎮公所等上級輔導單位審查後才可成立。農會與農業合作社之經營業務範圍相近，但合作社不具推廣與教育功能。相較於合作社及產銷班，農會具有更大的規模和業務的多元性，而產銷班相較於農會及合作社則具備更加專一的產品類別及運作方式。由於這三類農民組織的位階、經營項目與成員專業性皆有所不同，因此，本研究預

期加入不同農民組織對於農家的經濟表現所能產生之影響亦可能會有所不同。

國外相關研究雖已累積不在少數有關農民組織經濟效果的討論 (Ouma and Abdulai, 2009; Zheng et al., 2011; Fischer and Qaim, 2012, 2014; Verhofstadt and Maertens, 2014, 2015; Ma and Abdulai, 2016; Abebe et al., 2016; Wossen et al., 2017)，但世界各國絕大多數國家之農民組織屬合作社單一型態，因而無法探討農民組織異質性對於農家經濟表現所產生的不同影響。此外，相較於國外文獻對於加入農業合作社之影響因素及其經濟效果的廣泛討論，不同型態農民組織對農家經濟的影響效果於臺灣農業發展歷程中雖佔有重要地位，然而對此重要議題進行深入討論者卻不多見。陸怡蕙 (2019) 一文利用統計方法比較僅加入一種農民組織之農家在績效指標及經營策略上之差異性，但該文著重於檢視加入不同農民組織與農業家戶經濟表現之間的關聯性，而非進行因果關係的認定。此外，王國恩 (2017) 亦有探討農民組織的經濟效果，然該文將農民組織參與型態區分為 (1) 未加入任何組織；(2) 加入產銷班及合作社；(3) 加入農會；(4) 加入農會及其他組織。該文所採取的農民組織參與型態分類並無法釐清三類農民組織之不同經濟影響效果。因此，本文以農民之農民組織參與行為之估計及比較三類不同農民組織之經濟平均處理效果 (average treatment effect, ATE) 為主要研究重點。本研究的研究主題目前在國內外相關研究中，尚無類似討論。透過本研究除可產生具獨創性的研究成果及見解，亦可進而評估加入農民組織與我國農家經濟表現之間是否存在因果關係，而此因果關係又是否因農民組織之不同而有所差異。本研究之研究成果可為農業主管機關提出政策參考及建言議論之依據，此為本研究對於相關研究領域的第一項貢獻。

在檢視加入農民組織對於農家所產生的經濟效果時，難以避免地會遭遇觀察個體自我選擇偏誤 (self-selection bias) 問題。因此，本研究利用 Lee (1983) 之多項選擇下之樣本選擇模型 (multinomial sample selection model, MSSM) 以修正此農民組織選擇之內生性問題。此外，由於本研究之主要目的在於分析農家加入不同農民組織的經濟效果，因此將討論範圍限縮於未參加任何農民組織以及僅加入一種農民組織之樣本，針對此因選擇樣本而可能造成估計偏誤之問題，本研究採用 Heckit method (Wooldridge, 2010) 加以

修正。故而，本研究之實證架構係透過結合多項選擇下之樣本選擇模型與 Heckman (1976) 兩階段修正樣本選擇的方式，以修正農民組織選擇內生性及選擇樣本偏誤之問題。多項選擇下之樣本選擇模型目前在國外農業經濟領域受到廣泛的應用，但在加入農民組織之經濟效果分析相關研究上則尚未見類似的應用。基於臺灣在農民組織的多元性，分析農民組織參與對於農家經濟所產生的影響效果時，多項選擇下之樣本選擇模型可以產生較為精確而可信度高的估計結果，此於相關議題討論之方法論精進為本研究的第二點貢獻。

本文的結構如下。首先，本文於下一節就農民組織參與影響因素之相關文獻及過去有關農業合作社經濟效果的國外研究進行整理及討論，並且簡述臺灣的主要農民組織。本文接續於第三節介紹多項選擇下之樣本選擇模型以及實證模型設定，於第四節說明 2013 年主力農家調查資料的敘述統計結果。第五節為實證結果之分析討論，最後於第六節總結本研究之主要研究發現與研究限制。

貳、文獻回顧

一、農民組織參與影響因素之相關文獻

農民為農業部門的核心組成。因此，對於農民不同決策行為的了解對於促進農業的發展實有重要的意義。影響農民參與農民組織之決策的影響因素甚多，以下依過去相關研究討論，統整出影響農民參與農民組織的相關因素。以下討論依照農民個人特徵、農家特徵、農場經營特徵，以及其他因素等之順序進行。

個人特質可以解釋農民對於集體行動的態度 (Ouma and Abdulai, 2009)。Fischer and Qaim (2012, 2014) 之研究雖發現性別並非農民參與農民組織之顯著影響因子，卻發現年齡與參加意願間，具有倒 U 形的非線性關係；然而，Zheng et al. (2011) 發現年齡的影響

不顯著。另一重要的個人特質為教育程度，Fischer and Qaim (2014) 發現，雖然教育程度較高者參與農民組織之意願較低，但在加入組織後其集體活動的參與卻較其他農民更為積極。整體而言，文獻中並未呈現一致的結果，無論年齡或教育程度，均受研究區域的特性、資料來源以及抽樣之影響。農民個人特質尚包含與工作經驗相關的差異，如從農年資。若從事農業時間越長，對於田間管理以及農業相關事務也能更加準確的判斷或處理，也代表對農業生產環境的熟悉度越高。

農戶之家庭人口數多寡如何影響戶長或主要從農者對參與農民組織的態度，亦是文獻討論的重點。Ma and Abdulai (2016) 發現，參加合作社的農家在家庭成員數上往往多於未參加之農家。Fischer and Qaim (2014) 則由時間機會成本的角度進行解釋，當家庭人數越多，戶長可能需要花費更多時間照料、維持家庭所需，因此不論是對於參與組織活動或是共同銷售活動之時間皆有可能減少。具體而言，農家大小對於參與農民組織的影響，亦視地域差異及樣本特性而定。

在農場經營方面，本研究回顧之內容包含經營類別、耕地面積、以及資金融通等。農民選擇生產經濟價值較高的作物，如蔬菜、水果等，有較高可能參與農民組織；而生產糧食作物者參與機率則較低 (Zheng et al., 2011)。可耕地面積為重要的農場經營考量之一，可耕地面積越大，越容易降低生產成本，以進一步達到規模經濟的效果 (Fischer and Qaim, 2014)。Fischer and Qaim (2012) 與 Ma and Abdulai (2016) 發現加入農民組織者，其平均擁有的土地面積大於未加入農民。Zheng et al. (2011) 的迴歸結果則發現，人均耕作面積對於加入農民組織的機率呈現負向影響。Wollni and Fischer (2015) 亦發現農場規模與集體行為的負向關係。農場經營的另一考量為資金融通。農民組織所提供或協助取得融資之能力，特別對經濟能力較差或是生產規模小的農民而言，是其參與農民組織之誘因。總括而言，農場經營的因素確實會影響參與農民組織的行為與決策。

社會資本 (social capital) 之範疇甚廣，因探討的角度差異而有多樣且不同的內涵。從社會的框架、個人態度、信仰等，都屬於社會資本的討論範疇。本研究於社會資本的討論著重在信任感及凝聚力等人際或組織特質，作為了解參與農民組織行為的因素。農

民若參加越多農民組織，象徵著其對組織或集體行動有所信任，或是可藉由參加組織獲利，因此更有機會參加其他組織 (Fischer and Qaim, 2012, 2014)，而此結果也代表社會資本的建立 (Uphoff and Wijaratna, 2000)。社會資本存在的最重要功能莫過於促進個體間的互動，進而增進社會網絡的緊密程度，如住在戶長附近的兄弟姐妹及配偶之人數 (Verhofstadt and Maertens, 2014)，或住所相近且關係緊密的鄰人，都屬社會網絡的基礎。此外，若將社會資本視為集體行動的互利關係，當個體間因某些信念或價值觀相近，因而聚集或是互相影響決策過程，就可能達到集體行動的優勢。但實證上，社會資本未必對集體行為產生正向影響，如 Barham and Chitemi (2009) 發現社會資本對於集體運銷行為並未造成一致性的影響。

農民對於農民組織的信任程度，也是農民組織發展及農民決定參與農民組織的重要因素。信任程度包含許多面向，可區分為認知上 (cognitive) 的信任與情感上 (affective) 的信任 (Hansen et al., 2002)。資訊不對稱是影響信任程度的重要原因。農民面對農民組織時，除自身利益考量外，亦會視組織內部的運作情形與績效而調整參與的決策與行為 (Österberg and Nilsson, 2009)。Österberg and Nilsson (2009) 發現當組織財產權定義較為模糊時，年長者傾向退出合作社；此外，該文也透過社會資本的層面解釋農民年齡與參與機率的負向關係，因年齡越長，便越不信任組織所帶來的好處。國內學者亦針對此點進行討論。陳恆鈞與張國偉 (2006) 指出，信任程度與整體組織績效呈現正向關係，因此農民對組織的信任程度可能成為參與農民組織決策的影響因素。何京勝與蕭慶堯 (1998) 就農會與合作社相互比較，發現參加合作社的農民對組織忠誠度高於參加農會的農民，因此農民對於不同類型的組織也存在不同的信賴程度。

二、農民組織之經濟影響

農業合作社為國外主要的農民組織型態，因此國外關於農業合作社的討論甚多，以下之文獻回顧亦以合作社相關研究為主。在合作社的發展上，Sexton (1986) 及 Cook

(1995) 指出，農業合作社主要有兩種類型－採購 (purchasing) 與運銷 (marketing) 合作社；在組織架構上，前者屬向上整合 (upstream integration) 的形式，而後者則為向下整合 (downstream integration)。根據 Sexton (1986) 的觀點，農業合作社的獨特性在於其整合時的不可分性 (jointness)，亦即不論是向上或向下整合，皆涉及社員加入合作社的意願及合作社社員共同整合。

Cook (1995) 一文曾整理早期有關農業合作社發展性的兩種不同看法。該文指出，Helmberger (1964) 認為在農業的工業化過程中，農業合作社終將逐漸消失，而針對 Helmberger (1964) 的觀點，Abrahamsen (1966) 則提出不同的看法，認為當農業的工業化過程持續下去之時，農業合作社將逐漸演變為農民的整合型代理機構 (farmers' integrating agency)。以目前各國農民組織的發展而言，在包容性成長 (inclusive growth) 的理念下，透過農業合作社的集體產銷行動已然成為促進農民與市場的連結性與增加市場競爭力的重要策略 (Hellin et al., 2009; Markelova et al., 2009)。就結果論而言，Abrahamsen (1966) 對農業合作社發展的樂觀預期較 Helmberger (1964) 更接近現實。

農業合作社對於農民之經濟影響的實證研究甚多。許多相關研究於低度開發國家 (least developed countries) 或發展中國家 (developing countries) 對特定產業進行調查，如肯亞的蕉農 (Fischer and Qaim, 2012, 2014)、盧安達的玉米及園藝作物 (Verhofstadt and Maertens, 2014)、哥斯大黎加之咖啡農戶 (Wollni and Zeller, 2007)，以及如中國的西瓜農 (Ito et al., 2012) 與蘋果農戶 (Ma and Abdulai, 2016) 等。以上實證研究大多採用小規模的調查資料。在方法上，如同第一小節所述，農民參與農民組織之行爲與決策與農民本身、農家、農場經營等特徵有關，爲自我選擇之行爲，而此種行爲在實證研究探討參與農民組織所產生的經濟效果時，即會產生計量上內生性之問題，造成估計結果出現偏誤。爲了處理資料上的內生性問題，實證研究依研究目標之不同，採用使用多種方式以求準確地釐清參與行爲與經濟效果間的因果關係，如使用差異中之差異法 (differences-in-differences method, DID)、內生轉換迴歸法 (endogeneous switching regression approach)、傾向分數配對法 (propensity score matching)、或是兩階段模型設定等。

由於各研究的樣本特質不同，因此對於實證結果的詮釋需避免過度詮釋 (Fisher and Qaim, 2012)。然而，大多研究結果顯示，參與合作社的行為，透過合作社之集體行動，對農民之經營狀況或經濟條件產生正向影響。Verhofstadt and Maertens (2014) 的研究顯示，農業合作社對於農家經營之四個面向－集約化程度、市場導向、農場銷售額、收入等，有提升之效果，而效果視合作社型態與作物類別之不同有所差異。該文之延續研究發現，參與行為確實能夠提升農家收入並改善貧窮狀況，此效果對於大規模農場與偏遠地區之農戶效果尤其明顯 (Verhofstadt and Maertens, 2015)。Bachke (2009) 利用非洲莫三比克官方農業家戶追蹤資料，發現農民組織主要對於具市場價值的農業生產活動有所助益，而對農戶的自家消費作物無明顯效果，同時也顯示農民組織可提升小規模農民的福祉。

農民組織如合作社，除了透過共同銷售，也扮演著中間商的角色，透過協助農戶銜接通路、縮短供應鏈、協助爭取較有利的契約等方式，農民組織得以提高農民之銷售或經濟狀況 (Wollni and Zeller, 2007; Fischer and Qaim, 2012; Abebe et al., 2016)。Wollni and Zeller (2007) 發現，合作社確實能夠協助小型農戶進入特殊通路，並提升農戶之銷售狀況，而 Fischer and Qaim (2012) 在討論農民組織單一作物總所得的影響時，也得到類似的結果。Fischer and Qaim (2012) 發現參與農民組織共同運銷的農家所得顯著高於未參加組織的農家，而參與組織但無參加共同運銷者則否，而此所得的增加主要來自產量的增加，而非銷售價格增加。Ma and Abdulai (2016) 發現參與農業合作社對農民的農作物產量、淨收益及農家收入產生顯著的正向影響，若再依生產規模來區分，生產規模較小的農家相對於生產規模大的農家能提升較高比例的生產力與農家所得。

農業合作社亦肩負重要的農業政策執行與推廣服務功能。Ito et al. (2012) 檢視中國的農業合作社以及政府資助之推廣服務對於個別農家的經濟影響效果。該文結果顯示，政府提供的推廣服務在改善農家收入的效果上並不大；相較之下，農業合作社對農家收入具有顯著正向影響，這顯示對於該地農家而言，農業合作社是提升其經濟表現的重要途徑。Ito et al. (2012) 亦發現，農業合作社對農家經濟改善的效果會因農家的規模而異，

農業合作社參與的經濟影響效果僅對小規模的農家達統計顯著性。相較於政權集中的中國，Wossen et al. (2017) 分析奈及利亞政府所提供的推廣服務以及參與農業合作社對於農村地區農家的技術採用以及福利的影響效果，發現推廣服務及農業合作社對於農家的技術採用以及福利都有正向的影響，而對取得推廣服務與參與合作社意願較高者，其效果亦較強。此外，Wossen et al. (2017) 亦發現，推廣服務在減少貧窮的效果，以及合作社對於技術採用的正向影響，對於容易取得信用貸款的小農有較好效果。

Bernard and Spielman (2009) 檢視農民組織之特定型式－農村生產者組織 (rural producer organizations, RPOs) 的包容性 (inclusiveness) 以及其經濟效果。該文利用兩個大規模的調查資料進行分析，檢驗農村生產者組織 (農業合作社) 在支持小農商業化上的作用，並延伸探討組織的包容性與營銷績效之間是否相關。Bernard and Spielman (2009) 特別以包容性的概念強調 RPOs 對鄉村貧困問題的影響，並以三個角度界定 RPOs 之包容性範疇：組織中窮困家戶的參與度、未直接參與之家戶是否雨露均霑，以及組織的架構設定是否考量窮困者等。研究結果發現，即便參與合作社可使較貧窮的農民從中受益，但該些農民傾向不參加這些組織，因為經濟弱勢農民易被排除在組織決策過程之外。

三、臺灣的主要農民組織簡述

在臺灣，農業合作社、農業產銷班與農會，是最常見的三種農民組織。然而，三者在設立精神與組織架構上存在差異，以下透過法源上的依據概略說明三者彼此間之異同。首先，農業合作社是農民基於共同需要與合作意願，以平等原則，在互助組織的基礎上，以合作經營為方法且社員人數與股金總額可變動之法人組織。農業合作社有兩種型態：專營合作社與兼營的合作農場。農業合作社的中央主管機關為內政部，地方型農業合作則為直轄市或縣市政府。農業合作社的主要業務可為生產、運銷、供給、利用、運輸、信用、保險等。經營信用或保險業務之農業合作社應遵守相關法令。合作社之設立需有七人以上。根據《合作社法》與《農業合作社輔導獎勵辦法》，農業主管機關得

以透過協助計畫、保障收益等方式對農業合作社進行輔導。

除了農業合作社外，尚有遍及各鄉鎮的農漁組織以及產銷班。依據《農會法》，農會之首要功能為保障農民權益，而其他功能與擔負之責任尚包含如協助土地與水利改良、促進農業專業區經營、農業推廣與訓練、推廣優良種苗、農業機械化，以及農產品之運銷、倉儲、加工、製造與批發，與農會會員金融保險事業等。在組織上，鄉鎮型農會以一個區域一個農會為原則，亦容許數個農會合併¹；農會成立須至少 50 名會員，地方農會由直轄市或縣市政府為主管機關。一般而言，農會下設供銷、推廣、信用、保險等四個部門，視地方農業發展特性不同，亦出現不同的經營組織，如碾米廠、加工廠等。農會的會員身分在國內現行相關辦法下，對於農民辦理農保、申領老農津貼等福利措施均為重要的身分認列條件之一。除此之外，對政府而言，各級農會亦是重要的農業與地區性政策推動管道。

相對於合作社及農會，產銷班在層級上較低，現有對於農業產銷班組織的法源為《農業發展條例》第 26 條：「農民自願結合共同從事農業經營，符合一定條件者，得組織農業產銷班經營之」。農糧署並訂定《農業產銷班設計暨輔導辦法》，產銷班的設立與經營應由所在地之農漁會或農業合作社、農業產業團體、鄉鎮市公所等作為輔導單位，主管機關則由直轄市或縣市政府擔任。農業產銷班的成員應以土地相毗連或經營相同產業者組成，依照產業可以區分為農作、畜牧、漁業以及其他等四類，下再區分經營細項，同時，同一農民在單一類別至多僅能參加一個農業產銷班。產銷班設立的最小人數限制與規模依產業類別而有所不同，通常限制約在 10 人以上。

¹ 如花蓮縣之光豐農會其組織區域為光復鄉、豐濱鄉；鳳榮農會組織區域為鳳林鎮、萬榮鄉；玉溪農會組織區域為玉里鎮、卓溪鄉等。

參、多項選擇下之樣本選擇模型

在檢視農民組織的經濟效果時，若農家參與模式的選取存在自我選擇問題 (self-selection) 時，將導致估計結果產生偏誤。因此，本研究利用 Lee (1983) 之多項選擇下之樣本選擇模型以修正此內生性問題。此外，基於本研究主要目的在於分析主力農家加入不同農民組織的經濟效果，本文將討論範圍縮小至未參加任何農民組織以及僅加入一種農民組織之樣本，因此排除參加兩種或三種農民組織之樣本。然而，如此設定可能因選擇樣本而造成估計上之偏誤。針對此問題，本研究採用 Heckit method (Wooldridge, 2010)，結合本質上利用兩階段方式估計平均處理效果的多項選擇下之樣本選擇模型與 Heckman (1976) 的兩階段樣本選擇模型，以修正農民組織選擇內生性及選擇樣本偏誤之問題。

本研究實證模型係以三階段之方式進行。第一階段利用主力農家的全部樣本，估計農家是否選擇僅參加一種農民組織的 probit 模型，並依據估計的結果估算 inverse Mills ratio (IMR)。本研究於第二階段估計採用模式的選擇，亦即是否加入農民組織及加入何種農民組織。本階段之農民組織參與實證模型包含四種類型的選擇，分別為未加入任何農民組織、僅加入農會、僅加入產銷班以及僅加入合作社四類互斥組別。由於此分組下的類型資料沒有程度等級的差別，資料屬於無順序 (unordered) 類型。值得一提的是，不同參與決策的影響因素應有所差異，而透過僅參與一種組織的區別處理，可以明確地認定各選擇的影響因素。

過去文獻常以多項羅吉特 (multinomial logit, MNL) 模型進行多元類別資料的估計。該模型在不同領域研究中皆已廣為應用，包括房屋或交通工具的選擇，以及抽菸行為等面臨多元選擇或多種行為之研究 (Theil, 1969; Uhler and Cragg, 1971; Keeler et al., 1999; Wangen and Bjørn, 2006)。在農業經濟領域中，MNL 模型亦廣泛應用於如技術採用等相關研究 (如 Nkamleu, 2007; Läpple and Rensburg, 2011; Owombo and Idumah, 2015) 或通路選擇及技術採用行為分析之研究 (如蔡旻翰等，2015；王國恩，2017)。

本文利用 MNL 模型檢視不同農民組織參與決策之影響因素。根據 Lee (1983) 的模型設定，在面對參與農民組織之選擇時，農民會比較不同參與決策所產生的效用，並選擇使其效用最大的決策模式。令 U_j^* 代表農民選擇第 j 個參與模式的間接效用。令 $j=1$ 代表未加入任何農民組織； $j=2$ 代表僅加入農會； $j=3$ 代表僅加入產銷班； $j=4$ 代表僅加入合作社，則選擇第 s 個參與模式的決策可表示如下：

$$U_s^* > \max_{j=1,2,3,4, j \neq s} U_j^* \quad (1)$$

假設間接效用 U_j^* 為解釋變數 (\mathbf{X}) 的線性函數：

$$U_j^* = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_j + \eta_j, j = 1, 2, 3, 4 \quad (2)$$

其中 $\boldsymbol{\beta}_j$ 為第 j 個參與決策之估計參數所形成之向量， η_j 為隨機干擾項。進一步定義間接效用差值 ε_s ：

$$\varepsilon_s = \max_{j \neq s} (U_j^* - U_s^*) = \max_{j \neq s} (\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_j + \eta_j - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_s - \eta_s) \quad (3)$$

根據式 (2) 的定義，間接效用差值 $\varepsilon_s < 0$ ，而農民選擇第 s 個參與模式的條件機率值即等同於間接效用差值小於 0 的條件機率值。

若假設間接效用隨機干擾項 η_j 為獨立同分布 (independent and identical distributed, IID) 服從型 I 極值分配 (generalized extreme value distribution type-I)，則根據 McFadden (1974a)，在此設定下，農民組織參與模式的選擇即為 MNL 模型。因此，進一步定義 $D_s = 1$ 代表農民選擇第 s 個參與模式，則農民選擇第 s 個參與模式的條件機率值可表示為：

$$\text{Prob}(D_s = 1 | \mathbf{X}) = \frac{\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_s)}{\sum_{j=1}^4 \exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_j)} \quad (4)$$

假設未加入任何農民組織的選擇 ($j=1$) 為基群 (reference group)，基於 IID 分配的特性，第 s 個參與模式之機率可表示如下：

$$\text{Prob}(D_s = 1 | \mathbf{X}) = \frac{\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_s)}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_j)}, \quad s = 2, 3, 4 \quad (5)$$

而 $s=1$ 的機率為：

$$\text{Prob}(D_1 = 1 | \mathbf{X}) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^4 \exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}_j)} \quad (6)$$

最後，可透過極大化以下對數概似函數來估計多項選擇模型的參數：

$$L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^4 D_{ij} \cdot \log [\text{Prob}(D_j = 1 | \mathbf{X}_i)] \quad (7)$$

根據 McFadden (1974a, 1974b) 與 Train (2009)，MNL 模型背後的重要假設為 IIA (independence of irrelevant alternatives)，而在實證上，亦有多種檢定方法如 Hausman-McFadden 檢定、Small-Hsiao 檢定或聯合類別 (cross-alternatives) 的模型設定等。然而，Cheng and Long (2007) 的研究指出，Hausman 檢定值與 Small-Hsiao 檢定值不論樣本大小，均易發生偏誤之情形，且檢定過程中若採用不同設定，也會產生不同的結果。因此，為了避免使用單一檢定方法而產生誤導之結果，本研究依循 McFadden (1974a, 1974b) 對於隨機效用模型的設定，假設每一位農民在選擇農民組織的參與時，因不同農民組織的

特性與功能，因而可以視為彼此獨立且相異的類別。由於農會、產銷班與合作社在結構、組織、經營形式與對農民提供之服務的異質性，使得 ΠA 在本研究中為合理之假設。有關本文討論之三種農民組織的異同，可見前文「臺灣的主要農民組織簡述」一節中的討論。

傳統對於農民組織經濟效果的估計方式係於利潤式中加入代表參與農民組織決策的虛擬變數：

$$\pi_i = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha} + \gamma_2 D_{i2} + \gamma_3 D_{i3} + \gamma_4 D_{i4} + \mu_i \quad (8)$$

其中， π 為利潤值； D_2 、 D_3 與 D_4 分別代表僅加入農會、僅加入產銷班及僅加入合作社之虛擬變數（在此設定下，未加入任何農民組織為參考組）； \mathbf{Z}_i 與 $\boldsymbol{\alpha}$ 則分別為其他影響利潤值之農家社會經濟變數向量與其估計參數向量。基於古典線性迴歸模型的假設，農民組織的選擇與農家社會經濟變數皆須為外生變數，亦即 $E(\mu | \mathbf{D}, \mathbf{Z}) = 0$ 。然而，若直接透過上式 (8) 估計參與農民組織的經濟效果，則將產生未考量農家參與行為之自我選擇問題及未將參加多種組織的樣本納入估計之樣本選擇問題，導致估計上的偏誤。

為解決前述的內生性及樣本選擇問題，本研究於第三階段檢視農家加入不同農民組織的經濟效果時，除利用 Lee (1983) 之多項選擇下之樣本選擇模型以修正參與農民組織的內生性問題，並將利用第一階段估計結果所計算而得的 IMR 納入農家的利潤式以修正未將加入多種組織樣本納入估計之樣本選擇問題。給定農家之農民組織參與模式的選擇為 s ($s = 1$ 代表未加入任何農民組織， $s = 2$ 代表僅加入農會， $s = 3$ 代表僅加入產銷班， $s = 4$ 代表僅加入合作社) 下，農家利潤的期望值可表示如下：

$$E(\pi_i | D_s = 1) = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\alpha}_s - \sigma \rho_s \left[\frac{\phi(\Phi^{-1}(F(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_s)))}{F(\mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_s)} \right] + \lambda_s IMR_i \quad (9)$$

其中， σ 與 ρ_s 分爲經濟效果迴歸式干擾項的標準差及第二階段（參與模式選擇式）及第三階段（農家利潤決定式）的相關係數， $F(X_i\beta_s)$ 爲間接效用差值 ε_s 的累積機率函數， φ 與 Φ 則分別爲標準常態分配之機率密度函數以及累積機率密度函數²，IMR 爲利用第一階段估計結果所計算而得的 IMR。(9) 式第二項的中括號內爲自我選擇偏誤的修正項，第三項則爲未將加入多種組織樣本納入估計之樣本選擇偏誤修正項。

根據前述說明，本研究於第三階段先利用第二階段 MNL 模型的估計結果，建構上式 (9) 之選擇偏誤修正項後，再以最小平方方法 (ordinary least square method, OLS) 估計各組別的利潤式，最後再計算平均處理效果。根據許育進與賴宗志 (2018)，平均處理效果衡量的是整個母體的平均效果，以本研究而言，加入某一類型農民組織的平均處理效果即是以整個母體都加入該類農民組織跟整個母體都未加入農民組織的利潤差平均值來加以衡量。因此，平均處理效果係採用第 s 個選擇模式 ($s = 2$ 代表僅加入農會， $s = 3$ 代表僅加入產銷班， $s = 4$ 代表僅加入合作社) 與未加入任何組織之潛在結果 (potential outcome) 差異的期望值：

$$ATE_s = E[\pi_i^s - \pi_i^1], s = 2, 3, 4 \quad (10)$$

在上式中， π_i^m ($m = 1, 2, 3, 4$) 爲選擇第 m 種農民組織參與模式之潛在利潤值。

肆、資料來源與敘述統計

本研究使用之資料爲行政院主計總處於 2013 年進行之主力農家經營概況調查。該調查之對象以臺灣 15 萬戶之主力農家爲母體，選取全年農牧業收入爲新臺幣 20 萬元以上，且戶內人口有 65 歲以下並從事自家農牧業工作者之家戶進行抽樣調查。該調查以農戶主

² 讀者請參考 Lee (1983) 有關模型說明及推導過程。

要經營種類進行分層隨機抽樣，並蒐集到有效樣本 9,951 筆資料。本研究為合理估算參與農民組織之平均效果，於進入實證研究前先進行資料處理。首先，本研究將樣本中農民利潤之離群值透過四分位距 (inter quantile range, IQR) 刪去；接著，由於本研究侷限於僅參與一種農民組織的樣本，因此將同時參與兩種或三種農民組織者刪除；最後，由於本研究之重點放在農業生產之經營，因此亦刪除從事休閒農業者。於初步資料篩選後，樣本筆數為 6,025 筆資料。表 1 為本研究變數之敘述統計值。四組之樣本數量分別為：未參加組 937 筆，僅參加產銷班組 323 筆，僅參加合作社組 38 筆，僅參加農會組 4,727 筆。

表 1 變數定義及敘述統計表

變數名稱	變數定義	樣本平均值			
		未參加 <i>n</i> = 937	產銷班 <i>n</i> = 323	合作社 <i>n</i> = 38	農會 <i>n</i> = 4,727
利潤	以自家農畜產品銷售收入減生產成本計算 (新臺幣千元)	323.67	416.28	406.39	365.38
主要農民特徵					
性別	性別 (男性為 1，女性為 0)	0.82	0.91	0.89	0.89
年齡	年齡	54.09	53.38	55.55	58.62
國小	教育程度為小學以下	0.30	0.22	0.29	0.43
國中	教育程度為國中	0.29	0.31	0.32	0.27
高中	教育程度為高中職	0.32	0.36	0.32	0.25
大學	教育程度為大專及以上	0.09	0.11	0.08	0.05
從農經歷	從農年資	22.68	24.45	24.42	30.50
每年工作日	全年從事自家農牧工作日	213.03	245.26	226.53	226.43
無工作經驗	從農前無其他工作經驗	1.00	0.00	0.00	0.00
具從農經驗	曾受雇於非自家農林漁牧業	0.05	0.05	0.03	0.06
具受雇經驗	曾受雇於工商服務業或政府	0.46	0.44	0.53	0.37
具自營經驗	曾自營工商或服務業	0.12	0.12	0.18	0.10

表 1 變數定義及敘述統計表（續）

變數名稱	變數定義	樣本平均值			
		未參加 <i>n</i> = 937	產銷班 <i>n</i> = 323	合作社 <i>n</i> = 38	農會 <i>n</i> = 4,727
農場經營特性					
耕地面積	自有自用總面積 (公畝)	70.01	100.80	75.29	92.93
自家勞動力	全年自家農牧業工作日數	410.50	531.02	431.71	483.65
僱用勞動力	全年聘僱工作日數	10.67	43.05	4.34	12.58
北部	位於北部地區	0.13	0.17	0.11	0.09
中部	位於中部地區	0.44	0.44	0.47	0.48
南部	位於南部地區	0.33	0.28	0.34	0.36
東部	位於東部地區	0.10	0.11	0.08	0.07
產業或作物別					
畜牧	主要從事畜牧業	0.06	0.03	0.11	0.03
稻米	主要作物為稻米	0.09	0.05	0.03	0.17
特用作物	主要作物為特用作物	0.08	0.06	0.05	0.07
蔬菜	主要作物為蔬菜	0.28	0.21	0.21	0.30
水果	主要作物為水果	0.41	0.57	0.47	0.37
花卉	主要作物為花卉	0.02	0.06	0.13	0.01
其他作物	主要作物為其他作物	0.06	0.02	0.00	0.03

另外，在農家勞動力估算方面，因主力農家調查中並無家庭總人數 (household size) 之間項，因此本研究利用從事自家農牧業工作的總日數作為農家生產規模之人力投入之代表。由於該些資料乃由不同工作日數區間進行區分，本研究以各區間之人數乘以該區間之平均工作日數之加總，以計算從事自家農牧業的總工作日數。

透過表 1 分群敘述統計的描述，可以大抵了解樣本資料中各參加組別之樣貌。首先，平均利潤以僅參加產銷班組之每年平均約 416,280 元為最高，僅參合作社者次之，平均為

406,390 元；僅加入農會組與未參加組較低，分別約為 365,380 元與 323,670 元。在農民參與農民組織行為方面，選擇僅加入農會的農民占總樣本高達 78%，僅加入產銷班之農民僅占總樣本的 5%，而僅加入合作社的農民則僅占 0.6%。

在調查樣本中的個人特徵方面，多數主要農業工作者為男性，在未參加任何組織之組別佔比約 82%，其餘加入農民組織的各組別中，男性組成為 90% 上下，反映臺灣農業生產仍以男性為主的景況。平均年齡以僅參加農會組最高，為 58.6 歲，僅參加合作社組與未參加組之平均年齡均略高於 53 歲，僅參加產銷班組之平均年齡則為 55.5 歲。在學歷方面，各組內的分布狀況略顯差異。在未參加組中，國小、國中、高中分布差異不大，約各佔 30%，而具大專以上學歷者僅約 9%；在僅參加產銷班組中，具高中學歷者達 36% 為最多，具大專以上學歷者亦有約 11%，具國中學歷者為 31%，國小或以下為 22%；在僅參加合作社組中，具高中學歷者佔 33%，國中與國小以下與僅參加產銷班組雷同，而具有大專以上學歷者僅 8%；在僅參加農會組中，組成佔大宗則為國小以下學歷，為 42%，具國中與高中學歷大致相同，共佔約一半之組成，具大專以上學歷者僅 5%。在個人工作狀況方面，本研究除了農場經營投入狀況外，亦將工作經驗納入考量，包含主要從農者之從農經驗、以及從農前的工作狀況等。平均從農年資以未參與組最少，僅約 23 年，而僅參加產銷班或合作社組為 24 年略高，僅參加農會組之從農經驗超過 30 年，最為豐富。僅參加產銷班組每年工作日數高於 240 日，而僅參加合作社或農會組約為 226 日，未參加組最低，僅約 213 日。在工作經驗方面，各組中具其他農業工作經驗者均在 6% 或以下，具自營商經驗者除僅參加合作社組較高為 18% 外，其餘三組均在 10% 左右。此外，僅參與合作社組中有 53% 之農民具有二、三級產業之受雇經驗，未參與組及僅參與產銷班組則為分別為 46% 及 44%，在僅參與農會組中則僅有 37%。

在農場經營與作物選擇方面，各組之經營層面在面積、勞動力及經營選擇上呈現較大差異。僅參與產銷班組及僅參加農會組之自有自用面積平均為 100 與 92 公畝，而未參與組與僅參加合作社分別為 70 與 75 公畝，組間的平均面積差異最大超過 30 公畝。勞動力部分，自家勞動力的投入以僅參加產銷班組最高，每年約 531 日，未參與之組別最低，

每年約 410 日。在經營選擇上，各組均以果農戶為主要組成，而畜牧戶與花卉栽培戶於僅參與合作社組均占 10% 以上，其餘組內僅 6% 或以下。而稻農戶在僅參與農會組所占比例最高，達 17%；於僅參加合作社與產銷班組均在 5% 以下。

伍、實證結果討論

一、第一階段：單一組織選擇

由於本研究著重於第二階段與第三階段之結果，於第一階段僅做簡要說明。本研究第一階段係以 probit 模型（未參加農民組織及僅參加一種農民組織者為 1，參加兩種或以上農民組織者為 0），對全樣本進行估計，並利用 probit 模型的估計係數估算出 IMR 以作為調整項加入第三階段之估計中。probit 模型的估計結果顯示，主要經營者之性別、年齡、教育程度、從農經歷及全年自家農牧業工作日數等為影響是否僅加入一種農民組織決策的顯著影響因素。此外，農家及農場特性如耕地面積、自家勞動力及農產品類別亦顯著影響主要經營者是否加入多種農民組織的決策。有關 probit 模型的估計結果，請讀者參考附表 1。

二、第二階段：農民組織參與之影響因素

如前述，本階段利用 MNL 估計，得以了解農民參與農民組織的影響因素。表 2 為以未參加農民組織作為基礎組所估算的 MNL 邊際效果。第一欄至四欄分別為未參加、僅參加產銷班、僅參加合作社及僅參加農會等不同參與行為之邊際效果估計值。在農民個人特徵變數方面，男性農民對加入農會有正向且顯著之效果，而對加入產銷班與合作社則

表 2 第二階段 MNL 模型估計之邊際效果

	未參加組 估計值	產銷班組 估計值	合作社組 估計值	農會組 估計值
基本特徵				
性別	-0.064 ***	0.008	0.000	0.056 ***
年齡	-0.001 *	-0.001 ***	-0.000	0.002 ***
國小	-0.012	-0.041 ***	0.001	0.052 **
國中	-0.021	-0.020 *	0.005	0.036 *
高中	-0.023	-0.020 **	0.005	0.037 *
從農經歷	-0.004 ***	-0.000	0.000	0.004 ***
農場工作日/年	-0.000 ***	0.000 ***	-0.000	0.000 **
具從農經驗	-0.026	-0.006	0.005	0.027
具受雇經驗	-0.018	-0.004	0.007 **	0.016
具自營經驗	-0.029 *	-0.002	0.007	0.025
農場經營				
耕地面積	-0.000 ***	0.000	-0.000	0.000 ***
總勞動力	-0.000 **	0.000	-0.000	0.000 *
北部	0.006	0.018	-0.004	-0.020
中部	-0.045 ***	-0.020 *	0.001	0.063 ***
南部	-0.046 ***	-0.039 ***	-0.003	0.088 ***
產業別或作物別				
畜牧	-0.043	-0.018	0.125	-0.064
稻米	-0.163	-0.055	0.095	0.122
特用作物	-0.095	-0.042	0.105	-0.031
蔬菜	-0.089	-0.033	0.107	0.015
水果	-0.079	0.012	0.112	-0.045
花卉	-0.065	0.030	0.123	-0.089

註：1. 星號表示在不同顯著水準之下為顯著，***： p 值 < 0.01 ；**： $0.01 \leq p$ 值 < 0.05 ；

*： $0.05 \leq p$ 值 < 0.10 。

2. MNL 估計以未參加組為基礎組。

無明顯影響，且男性不參加農民組織的可能較低。此發現進一步釐清部分文獻（如 Fischer and Qaim, 2012, 2014）發現性別對於參與行為不具顯著影響之結果，實是因性別對於農民組織參與決策的影響隨組織而有差異；此外，因男性為主的農業現況也造成各農民組織內的性別失衡造成的性別壓力，也可能與女性農民有較高機會選擇不參與農民組織有關。

年齡與學歷的影響也隨農民組織不同而有所差異。根據表 2，較年輕農民有較高機會不參與農民組織。就產銷班而言，年輕農民有較高的機率參與；而農會則相反，年齡較長者加入之機率越高。此結果可能與我國多項政策及補助，多以農會為主要取得管道有關，例如老農津貼僅以匯款方式指定匯入農漁會的存款帳戶，此行政措施促使年長的農民加入農會。就管理面而言，此結果可能顯示出組織內部的經營或是營運作風存有世代差異，較無法取得年輕農民信任（Hansen et al., 2002; Österberg and Nilsson, 2009）。

在教育程度方面，參與產銷班與農會也呈現完全相反的結果。國小、國中與高中學歷分別減少其參與機率 4.1%、2.0% 與 2.0%，對僅參與農會組之影響則顯著增加 5.2%、3.6%，及 3.7%。過去文獻發現教育程度對於農民參加組織的機率具有顯著且正向效果的結果（Zheng et al., 2011, 2012; Ma and Abdulai, 2016），本研究之結果卻發現教育程度的影響實係隨不同農民組織而定。在從農年資方面，從農經驗越豐富的農民加入農會的機率越高，而選擇不加入任何農民組織的機率則較低。值得注意的是，從農經歷與年齡二者對未參加組及農會組，均呈同向效果，此結果與 Fischer and Qaim (2014) 一致，該文認為教育程度代表農民加入農民組織的機會成本及對於組織的態度，教育程度提高可能改變農民選擇參加農民組織的想法和行動，然而若考慮農民可能將時間分配至有較高利益的生產活動，高教育程度反而減少參加農民組織所舉辦的相關活動。另一可能解釋或可由 Hansen et al. (2002) 指出之認知與感知等心理影響層面解釋之，教育程度較高者其認知之標準亦可能較高，農民與農民組織間的信任感較不易建立。

本研究亦將受訪農家中，主要經營者的從農前工作經驗納入考量，發現從農前曾有受雇經驗者對參與合作社具有顯著正向效果，而具有受雇經驗或自營經驗者有較低的機會不參與農民組織。值得注意的是，在從農前具有其他農業相關工作經驗者並未對參與

農民組織顯示出較強的傾向。推測原因，由於具有其他產業受雇經驗或自營經驗之農民，前者的團隊工作能力可能較強，而後者之經營能力較高，此兩者亦較有機會主動找尋、參與農民組織，但此效果僅對於不參加農民組織較為顯著，對於特定農民組織並不明顯，其原因可能是由於合作社之設立過程較為社員導向，較有團隊意識者會有較高的機率加入。惟以上推論仍待進一步研究證實。

在農場之特徵變數方面，耕地面積對於農民參與不參與農民組織，以及僅參與農會的效果均為顯著，但其影響甚小。Fischer and Qaim (2012) 及 Ma and Abdulai (2016) 指出，可耕地面積可以視為農民的財富條件或是生產規模，耕地零碎化往往導致無法達到規模經濟的困境。而本文之結果顯示，生產規模較大者其農民組織參與機率較高，說明大規模生產者透過集體行為尋求規模經濟的傾向較強。此外，農家從事自家農牧業之總勞動日數亦為與耕地面積有相同影響。本研究亦考慮農家的主要經營種類（種植的主要作物或生產家禽、畜牧之種類）與農民組織參與決策間之關聯，發現經營類別的選擇均未呈現顯著之影響。

三、第三階段：農民組織參與之經濟效果

本研究透過第一階段之 probit 模型計算 IMR 作為處理僅參與一種農民組織的修正調整項，並於第二階段 MNL 模型計算 Lee (1983) 之多項選擇調整項以處理農民對於參與決策的自我選擇行為，最後再將此二調整項加入農家利潤式 (9)，並以線性迴歸模型進行估計，以找出給定不同農民組織參與行為下的利潤式參數。藉由納入此二調整項控制農民的自我選擇行為，本研究可以釐清實際參與不同農民組織與農產銷售利潤之間的因果關係。

表 3 為結合 Heckit model 與 Lee (1983) 之選擇偏誤修正方式，並以 OLS 對各組樣本分別進行估計之結果，其係數達統計顯著者即為給定農民組織參與模式下之利潤影響因子。

表 3 農家利潤式估計結果

	OLS 係數估計值			
	未參加	產銷班	合作社	農會
截距項	353.42 *	3,265.4 ***	-13,311.2	368.67 **
調整項				
Lee	-269.16	-4,242.5 ***	-1,834.0	-145.76
IMR	-296.44	-841.89	16,778.6 *	245.21 *
基本特徵				
性別 (男性為 1)	54.90	49.57	-7.42	-10.72
年齡	-2.04	-1.26	-18.71	-0.39
國小	8.32	173.07 **	111.29	-29.21
國中	14.80	141.82 *	124.74	0.75
高中	36.76	187.11 *	469.14	-19.44
從農經歷	2.30	7.21 *	15.21	-1.05
農場工作日/年	0.58	0.69	2.98	-0.13
具從農經驗	-13.84	53.05	237.99	23.05 *
具受雇經驗	-21.88	24.26	111.81	9.02
具自營經驗	-1.02	-1.81	284.66	-0.75
農場經營				
耕地面積	-0.80 ***	0.41	1.58	0.38 ***
自家勞動力	0.19 ***	0.16 *	0.69	0.21 ***
僱用勞動力	0.13	0.05	0.48	0.25 ***
北部	-52.26	31.13	469.02	-150.60 ***
中部	14.31	132.44 **	79.48	-39.32 ***
南部	8.85	178.65 **	92.32	-38.64 **
產業別或作物別				
畜牧	112.65 **	406.52 ***	1,130.91 *	116.03 ***
稻米	-21.74	107.60 -	245.92	-90.46 ***
特用作物	-161.27 ***	-201.91 **	- -	-206.58 ***
蔬菜	57.02	136.83 *	359.25	-24.29
水果	61.67	87.81	563.66	-72.86 **
花卉	203.75 *	225.25	1,576.0	-41.84

註：1. 星號表示不同程度之顯著水準，***： p 值 < 0.01 ；**： $0.01 \leq p$ 值 < 0.05 ；

*： $0.05 \leq p$ 值 < 0.10 。

2. 僅參加合作社組因樣本數少，未呈現特用作物之結果。

在表 3 的結果中，各組間的利潤影響因子有所不同。在估計截距項，除僅參加合作社組外，其餘各組呈顯著結果；僅參加農會與未參加組相差約 10,000 元，而產銷班則遠高於其餘組別。兩調整項在不同組別呈現差異，顯示本文所利用之方法確實有效控制兩種自我選擇問題。

在經營類別方面，從事畜牧業對於各組的利潤均有顯著影響。對於未參與組之農家而言，相對於其他作物農家之利潤增額約為 112,000 元，僅參加產銷班者之利潤增額為 406,000 元，僅參加合作社組之增額最高，達 1,130,000 元，而僅參加農會組之利潤增額最低，約為 116,000 元；種植特用作物在僅參加產銷班、僅參加農會以及未參加三組呈現顯著負向結果，相對於其他作物，平均而言該利潤差額分別約為 206,000、201,000 及 161,000 元；在未參加組，花卉栽培之農戶其利潤顯著增加 203,000 元；在僅參加產銷班組，種植蔬菜之農戶其利潤顯著增加 136,000 元；而在僅參加農會組中，稻農戶與果農戶之利潤分別減少 90,000 元與 72,000 元。經營類別的影響方向大致符合一般經濟作物與畜牧業利潤較高的認知，而特用作物如雜糧、甘蔗等則可能因為市場通路問題或本身單價較低，使得在各組中其利潤均不如其他作物。

在個人特徵方面，教育程度在僅參加產銷班組呈現顯著正向影響，對利潤之增額約在 140,000 至 190,000 元間。從農經歷也僅在產銷班組有顯著正向影響。具其他從農經驗則在僅參加農會組內有顯著正向效果。在農場經營部分，本研究考量之所有有關變數在僅參加農會組均有顯著影響，其中耕地面積、勞動力部分，雖對利潤之影響幅度不大，卻均反映正向的影響。而自家勞動力也在未參加組與僅參加產銷班組有些微正向的顯著影響，符合文獻回顧相關結果。在農場分布方面，於僅參加產銷班組與僅參加農會組中，則呈現幅度與方向不一之影響效果。此結果可能與抽樣調查樣本中不同農民組織的分布地點有關。

依據農家利潤式 (9) 之估計結果，本研究進一步利用式 (9) 推估表 4 之加入三種不同農民組織之平均處理效果。平均處理效果衡量母體的平均效果（許育進與賴宗志，2018），亦即整個母體都加入某一類型農民組織跟整個母體都未加入農民組織的利潤差平

均值。以僅加入農會之平均處理效果為例， $ATE_2 = E[\pi_i^2 - \pi_i^1]$ ，加入農會之平均處理效果係以整個母體所有農民之潛在利潤值（ π_i^2 ）與所有農民皆未加入任何組織之潛在利潤值（ π_i^1 ）之差加以平均進行估計。爲了進一步建構平均處理效果之信賴區間，以確認其估計值是否達統計顯著性，本研究透過 500 次 bootstrap 方法建構平均處理效果之 bootstrap 抽樣分配。透過此法而得之平均處理效果標準差及信賴區間列於表 4。根據表 4 之平均處理效果估計值，農戶選擇參加產銷班，平均而言其農產品之銷售利潤將顯著增加約 88,000 元；而若選擇加入合作社，則平均而言將使農戶之銷售利潤增加約 44,000 元；僅參加農會則顯著增加約 16,000 元。本文於計算平均處理效果後，進一步利用成對 t 檢定以及 500 次 bootstrap 法進行處理效果均值差異檢定，以確保結果的可信度，估計之結果如表 5。表 5 顯示，bootstrap 之結果與成對 t 檢定之結果一致，在僅參與一種農民組織的情況下，參加產銷班比起合作社之處理效果顯著增加約 44,000 元，比起農會顯著增加近 72,000 元；參加合作社亦比起農會之利潤增加 27,000 元。

表 4 參加農民組織之平均處理效果 (新臺幣千元)

參與型態	估計值	Bootstrap 標準差	95% 信賴區間
參加產銷班	88.525 ***	1.532	[85.52, 91.53]
參加合作社	44.319 ***	3.241	[37.97, 50.67]
參加農會	16.646 ***	0.658	[15.36, 17.94]

註：1. 星號表示在不同顯著水準之下爲顯著，***代表 p 值 < 0.01 。

2. 信賴區間檢定之虛無假設爲參加該類農民組織之平均處理效果爲 0。

表 5 兩兩參與組別間之處理效果均值差異檢定 (新臺幣千元)

參與組別比較	組間差異	paired <i>t</i> 統計值	bootstrap 統計值	bootstrap 95% 信賴區間
產銷班－合作社	44.21	12.95***	12.95***	[37.28, 51.13]
產銷班－農會	71.88	41.81***	41.81***	[68.43, 75.32]
合作社－農會	27.67	8.64***	8.64***	[21.33, 34.02]

註：1. 星號表示在不同顯著水準之下為顯著，***代表 p 值 < 0.01 。

2. 信賴區間檢定之虛無假設為該兩類農民組織間之平均處理效果差異為 0。

在考量自我選擇問題後，農民參與不同農民組織與其利潤值間之因果關係可以被明確界定。本研究有關產銷班或合作社參與之顯著經濟影響的結果，呼應 Wollni and Zellner (2007) 及 Bernard and Spielman (2009) 等之研究發現。與過往文獻不同的是本研究可針對不同類型農民組織所產生的經濟效果進行比較，而本研究之實證結果顯示，參加產銷班或合作社之農民，其經濟表現優於參加農會者，而參加產銷班者其經濟表現又優於參加合作社者。對於加入不同農民組織的經濟效果差異，本研究列舉可能之五項原因，分述如下：首先，由於產銷班與合作社在經營型態上較類似一般商業組織，針對農民之集體運銷、生產等行為提供協助，因而其利潤之平均處理效果估計值較農會為高。農會則除了具備運銷之功能外，尚肩負其他如推廣、信用、保險等之任務，由於本研究著重於農民組織對農家之直接經濟影響，因此並未將農會其他功能對農家經濟產生之間接效果納入討論，如就運銷專業化而言，農會雖然未必能夠與產銷班或合作社比肩，然而農會之其他重要功能仍不宜忽視。其二，農民組織規模及垂直整合程度之差異，亦可能為造成不同類型農民組織產生不同經濟效果的原因之一。合作社與產銷班不僅在垂直整合的程度高於農會，且其組織規模較小；在組織經營上，合作社與產銷班亦有較強烈之共同誘因，因此可能產生較強之集體行動效果 (Esteban and Ray, 2001; Markelova et al., 2009; 陳麗玉, 2015)。其三，依區域發展型態與作物之差異，實際上農會也可能透過凝聚具有特

定特徵的農民（例如地域接近、年齡接近、農法接近等）組成產銷班，強化專業化產銷的功能，此做法也可能導致農會的影響實際上被低估，然而本研究受限於資料，無法深入討論。其四，就組織層面而言，農會在發展歷史與組織架構相較於產銷班與合作社來得深厚且複雜。由管理學的角度而言，大型且發展歷史久的組織，其內部創新能力亦可能較弱。而大型組織之內部創新能力低弱的可能原因包括水平整合困難與企業文化彈性低等 (Damanpour and Evan, 1984; Dougherty and Hardy, 1996)。因此，本研究認為，組織創新能力可能會影響農會在環境快速變遷下的消費市場獲利能力，而在生產面上除提供政策之協助與補助外，亦較難產生他類農民團體之垂直整合優勢。其五，上述之企業整合能力，以及專業化運銷能力的差異，也可能與社會資本的累積與連結強度有關。

陸、結論

農民組織在農業部門與鄉村發展中，扮演相當重要的角色。過往文獻發現，農民參與農民組織，得以透過農民組織的集體行動，使農民與農家經濟有正向提升。本研究解析臺灣農民參與三種農民組織（農會、合作社以及產銷班）之影響因素，並透過 Heckit method 與 Lee (1983) 的多項選擇下之樣本選擇模型處理參與行為的自我選擇問題，以驗證不同的組織參加行為與農家經濟之間的因果關係，並進一步了解農民組織之差異對於農家經濟所產生的不同影響。

本研究首先檢視參與不同農民組織的影響因素。本研究發現，不同的農民組織其參與的影響因素亦有所不同，特別是作物或經營產業選擇、從農經歷、自家勞動力等因素，其對三種農民組織之參與均呈現不同影響。本研究亦發現，年齡對於參與產銷班的負向效果以及參與農會的正向效果，顯示年輕農民在農民組織參與上的差異性，而此結果也可能也反映出不同世代農民之價值觀的改變亦將影響其選擇加入農民組織的決策。如本文前述，產銷班相對於農會為更為商業化的組織，而農會則具有多元的服務與功能以及長

久的發展歷史。廖正宏與黃俊傑 (1992) 認為，70 年代以後的農民更為功利取向，且農民對農會的疏離感亦逐漸在擴大中。對應本研究所使用之調查資料，各組平均年齡約在 53-58 歲，代表年齡較大者應為 70 年代前或 70 年代左右即開始從農或於農村生活者，因此，本研究中的年輕農民，其功利取向致使加入商業化組織的傾向較強，而其對農會的疏離感則使得加入農會的傾向較低。相對而言；年齡較長的農民對於農會的向心力則較強。此類心理層面的變化雖非農業經濟範疇的討論主軸，然就農民團體之於鄉村發展的關係而言，農民心理層面的改變如何影響其在農民組織的參與行為，乃至對於其農家經濟造成影響，值得未來研究探索。此亦能解釋比起參與農會，年輕農民有更高機率不參與農民組織。

本研究之首要貢獻在於釐清異質農民組織所造成之不同經濟效果。透過第三階段加入兩調整項之模型，本研究發現，在控制可能影響農家利潤率之社會經濟變數及處理農民組織參與之自我選擇與內生性問題後，農家中有成員為產銷班班員或合作社社員者，其經濟表現顯著優於僅加入農會的農家，加入前兩類農民組織之平均處理效果分約為 71,000 元及 27,000 元。由於農業合作社及產銷班在本質上垂直整合的程度遠高於農會，且社內成員或班內班員數亦遠低於當地鄉鎮農會，本研究之結果不僅證實三種不同農民組織所產生的經濟效果確實有所不同，亦說明透過理念相同且專業接近之農民組成農業合作社或產銷班等較為小型且垂直整合程度高的農民組織，對於改善我國小農經營困境及提升農民經濟條件或能力而言，可發揮相當的助益。

近年來，各地農會經營多樣化與專業化，突顯出農會積極尋求轉型的態勢與方向。然而，在轉型與推陳出新的浪潮中，農會應該如何確實提升會員福利，而非以營利的角度或是經營階層私利的角度發展，又如何能夠確保往好的方向發展？由此兩角度觀之，增加年輕農民對於農會的信任度及參與感，將是農會現階段直接面對的重大挑戰。然而，農會在地方發展具有舉足輕重的地位，農會之轉型亦不可自外於地方發展的脈絡與農民福祉。相對的，產銷班乃因提高農民收益而成立的班會組織，對於更注重私利的新世代農民自然形成較強的群聚效果，但如何將產銷班之效果外溢至未參加者，以及有效提升

鄉村貧窮人口之經濟狀況等發展福利面，是產銷班在未來除了行銷與生產的整合，可以協助地區發展的貢獻之一。而合作社做為商業組織，除了可提供產銷班之功能以外，在組織管理上是否能夠使社員均有發聲機會，或是少數股東獨大的情形發生，是地方發展中過度商業化與農民農業性格失卻的主要觀察指標。

本研究之發現可供農政單位擬定農民組織相關政策或施政建議之依據，透過了解影響農民組織參與行為之農民、農家與農場特徵，農政單位可以規劃相關的農民組織推動方向，並透過不同組織的功能性建立綿密的農民組織網絡，作為提升農家經濟的手段。此外，農民組織為鄉村社會結構中重要的一環，因此本研究結果亦可作為國內相關單位推動鄉村發展的重要依據。依據本文有關具異質性農民組織所產生之不同影響效果的研究結果，亦可提供鄉村經濟較弱、鄉村存在貧困問題之部分非洲、拉丁美洲及亞洲國家作為參考，透過推動不同形式的農民組織，可以協助不同特徵的農戶與農場，並藉此有效舒緩鄉村的貧窮問題。本研究亦建議，應考量不同農民組織間的垂直整合程度，就不同功能與服務進行政策研擬以推廣農民組織參與，解決鄉村發展面臨之問題；針對較大型的組織，則應另覓方式增加團體向心力並維持經營創新能力。

在研究限制方面，由於參與合作社的樣本數較少，本研究所呈現有關合作社之估計結果仍需透過更多資料增進估計準確度。在農民參與農民組織的動機方面，本研究受限於調查內容而未能由心理因素層面進行探討，然而，正如前述，此心理層面與農民的意向在未來研究仍需進一步探討，以期更完整的了解農民組織於鄉村之定位。最後，外在環境的變遷，例如臺灣農民直銷與友善環境耕作的推動，亦可能與農民組織的參與有所關連，而時代變遷造成農民組織的轉變，以及農民參與農民組織的影響因素隨著時代變遷而有的變化，都是值得後續研究探討的課題。

(收件日期為民國 109 年 8 月 13 日，接受日期為民國 110 年 1 月 6 日)

附 錄

附表 1 第一階段 probit 模型估計結果

	估計值	標準差
截距項	1.404 ***	0.157
產銷班	-0.000 ***	0.000
合作社	0.000 ***	0.000
農會	0.000	0.000
基本特徵		
性別	-0.184 ***	0.046
年齡	0.008 ***	0.002
國小	-0.129 ***	0.069
國中	-0.165 *	0.064
高中	-0.251 ***	0.062
從農經歷	-0.009 ***	0.002
農場工作日/年	-0.003 ***	0.000
具從農經驗	-0.076	0.057
具受雇經驗	0.017	0.035
具自營經驗	-0.011	0.051
農場經營		
耕地面積	-0.001 ***	0.000
總勞動力	-0.000 ***	0.000
產業別或作物別		
畜牧	-0.018	0.091
稻米	0.116	0.086
特用作物	0.077	0.092
蔬菜	-0.096	0.077
水果	-0.432 ***	0.076
花卉	-0.614 ***	0.103

註：星號表示在不同顯著水準之下為顯著，***代表 p 值 < 0.01 ；*代表 $0.05 \leq p$ 值 < 0.10 。

參考文獻

一、中文部分

- 王國恩，2017，「探討農民組織、農產品銷售通路、生產標章、契約與農業所得之關聯性—來自臺灣的實證分析」，國立臺灣大學農業經濟研究所碩士論文。(Wang, G. E., 2017, *The Impact of Farmer's Organizations on the Sales Channels, Agricultural Labels, Contract and Farmer's Agricultural Income – An Empirical Analysis from Taiwan*, Master's Thesis, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.)
- 何京勝與蕭慶堯，1998，「服務品質之研究—農會與合作社毛豬共同運銷之應用」，農產運銷論叢，3：165-184。(Ho, J. S. and C. Y. Hsiou, 1998, "A Study of Service Quality – Application of Hog Cooperation Marketing for Farmer Association & Cooperative", *Agricultural Marketing Review*, 3: 165-184.)
- 許育進與賴宗志，2018，「處理效果文獻回顧」，經濟論文叢刊，46：501-521。(Hsu, Y. C. and T. C. Lai, 2018, "Treatment Effect Models: A Brief Review", *Taiwan Economic Review*, 46: 501-521.)
- 陸怡蕙，2019，「農民組織與農家經濟之關聯性分析」，合作經濟，143：23-39。(Luh, Y. H., 2019, "Analysis of the Linkage between Farmers' Organizations and Farm Economy", *Quarterly Journal of Cooperative Economics*, 143: 23-39.)
- 陳麗玉，2015，「農業產銷班組織輔導現況」，農政與農情，276，取自 <https://www.coa.gov.tw/ws.php?id=2503030>，檢索日期：2020/08/02。(Chen, L. Y., 2005, "Agricultural Production and Marketing Classes are Organized to Guide the Current Situation", *Agriculture Policy & Review*, 276, Retrieved August 2, 2020, from <https://www.coa.gov.tw/ws.php?id=2503030>.)

- 陳恆鈞與張國偉，2006，「組織協力與組織績效之研究：以雲林縣蔬菜產銷班為例」，*公共行政學報*，19：1-54。(Chen, H. C. and K. W. Chang, 2006, “The Study on the Organizational Collaboration and Performance: The Case Study of Agricultural Vegetable Production and Marketing Team in Yunlin County”, *Journal of Public Administration*, 19: 1-54.)
- 廖正宏與黃俊傑，1992，戰後台灣農民價值取向的轉變，臺北：聯經。(Liao, C. H. and J. J. Huang, 1992, *The Change of Value Orientation of Taiwan Farmers after the War*, Taipei: Linking Publishing.)
- 蔡旻翰、陸怡蕙與方珍玲，2015，「計畫行為或經濟考量？富里鄉稻農有機農法採用之經濟分析」，*農業經濟叢刊*，21：1-40。(Tsai, M. H., Y. H. Luh, and C. L. Fang, 2015, “Planned Behavior or Economic Concerns? An Analysis of Fuli Rice Farmers’ Adoption of Organic Farming”, *Taiwanese Agricultural Economic Review*, 21: 1-40.)

二、英文部分

- Abebe G. K., J. Bijman, and A. Royer, 2016, “Are Middlemen Facilitators or Barriers to Improve Smallholders’ Welfare in Rural Economies? Empirical Evidence from Ethiopia”, *Journal of Rural Studies*, 43: 203-213.
- Abrahamsen, M. A., 1966, “Discussion: Government Regulations and Market Performance. Problems in Research, and Future Roles for Agricultural Cooperatives”, *Journal of Farm Economics*, 48: 1439-1443.
- Bachke, M. E., 2009, “Are Farmers’ Organizations a Good Tool to Improve Small-Scale Farmers’ Welfare?”, in *Proceedings of Nordic Conference in Development Economics*, Oscarsborg, Retrieved August 3, 2020, from http://www.umb.no/statisk/ncde-2009/marene_bachke.pdf.
- Barham, J. and C. Chitemi, 2009, “Collective Action Initiatives to Improve Marketing Performance: Lessons from Farmer Groups in Tanzania”, *Food Policy*, 34: 53-59.
- Bernard, T. and D. J. Spielman, 2009, “Reaching the Rural Poor through Rural Producer

- Organizations? A Study of Agricultural Marketing Cooperatives in Ethiopia”, *Food Policy*, 34: 60-69.
- Bruynis, C. L., P. D. Goldsmith, D. E. Hahn, and W. J. Taylor, 2000, “Key Success Factors for Emerging Agricultural Marketing Cooperatives”, *Journal of Cooperatives*, 16: 14-24.
- Cheng, S. and J. S. Long, 2007, “Testing for IIA in the Multinomial Logit Model”, *Sociological Methods & Research*, 35: 583-600.
- Cook, M. L., 1995, “The Future of U.S. Agricultural Cooperatives: A Neo-Institutional Approach”, *American Journal of Agricultural Economics*, 77: 1153-1159.
- Damanpour, F. and W. M. Evan, 1984, “Organizational Innovation and Performance: The Problem of ‘Organizational Lag’ ”, *Administrative Science Quarterly*, 29: 392-409.
- Dougherty, D. and C. Hardy, 1996, “Sustained Product Innovation in Large, Mature Organizations: Overcoming Innovation-to-Organization Problems”, *Academy of Management Journal*, 39: 1120-1153.
- Esteban, J. and D. Ray, 2001, “Collective Action and the Group Size Paradox”, *The American Political Science Review*, 95: 663-672.
- Fischer, E. and M. Qaim, 2012, “Linking Smallholders to Markets: Determinants and Impacts of Farmer Collective Action in Kenya”, *World Development*, 40: 1255-1268.
- Fischer, E. and M. Qaim, 2014, “Smallholder Farmers and Collective Action: What Determines the Intensity of Participation?”, *Journal of Agricultural Economics*, 65: 683-702.
- Hansen, M. H., J. L. Morrow Jr., and J. C. Batista, 2002, “The Impact of Trust on Cooperative Membership Retention, Performance, and Satisfaction: An Exploratory Study”, *The International Food and Agribusiness Management Review*, 5: 41-59.
- Heckman, J. J., 1976, “The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models”, *Annals of Economic and Social Measurement*, 5: 475-492.
- Hellin, J., M. Lundy, and M. Meijer, 2009, “Farmer Organization, Collective Action and Market Access in Meso-America”, *Food Policy*, 34: 16-22.
- Helmberger, P. G., 1964, “Cooperative Enterprise as a Structural Dimension of Farm Markets”,

- Journal of Farm Economics*, 46: 603-617.
- Ito, J., Z. Bao, and Q. Su, 2012, "Distributional Effects of Agricultural Cooperatives in China: Exclusion of Smallholders and Potential Gains on Participation", *Food Policy*, 37: 700-709.
- Keeler, E. B., G. Melnick, and J. Zwanziger, 1999, "The Changing Effects of Competition on Non-Profit and For-Profit Hospital Pricing Behavior", *Journal of Health Economics*, 18: 69-86.
- Läpple D. and T. V. Rensburg, 2011, "Adoption of Organic Farming: Are There Differences between Early and Late Adoption?", *Ecological Economics*, 70: 1406-1414.
- Lee, L. F., 1983, "Generalized Econometric Models with Selectivity", *Econometrica*, 51: 507-512.
- Ma, W. and A. Abdulai, 2016, "Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China", *Food Policy*, 58: 94-102.
- Markelova, H., R. Meinzen-Dick, J. Hellin, and S. Dohrn, 2009, "Collective Action for Smallholder Market Access", *Food Policy*, 34: 1-7.
- McFadden, D., 1974a, "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior", in Zarembka, P., eds., *Frontiers in Econometrics*, 105-142, New York: Academic.
- McFadden, D., 1974b, "The Measurement of Urban Travel Demand", *Journal of Public Economics*, 3: 303-328.
- Nkamleu, G. B., 2007, "Modeling Farmers' Decisions on Integrated Soil Nutrient Management in sub-Saharan Africa: A Multinomial Logit Analysis in Cameroon", in Bationo, A., B. Waswa, J. Kihara, and J. Kimetu, ed., *Advances in Integrated Soil Fertility Management in sub-Saharan Africa: Challenges and Opportunities*, 891-904, Dordrecht: Springer.
- Österberg, P. and J. Nilsson, 2009, "Members' Perception of Their Participation in the Governance of Cooperatives: The Key to Trust and Commitment in Agricultural Cooperatives", *Agribusiness*, 25: 181-197.
- Ouma, E. A. and A. Abdulai, 2009, "Contribution of Social Capital Theory in Predicting Collective Action Behavior among Livestock Keeping Communities in Kenya", in Proceedings of *International Association of Agricultural Economists Conference*, Beijing, China.

- Owombo, P. T. and F. O. Idumah, 2015, "Determinants of Land Conservation Technologies Adoption among Arable Crop Farmers in Nigeria: A Multinomial Logit Approach", *Journal of Sustainable Development*, 8: 220-229.
- Sexton, R. J., 1986, "Cooperatives and the Forces Shaping Agricultural Marketing", *American Journal of Agricultural Economics*, 68: 1167-1172.
- Staatz, J. M., 1987, "Farmers' Incentives to Take Collective Action via Cooperatives: A Transaction Cost Approach", in Royer, J. S., eds., *Cooperative Theory: New Approaches, Service Report 18*, 87-107, Washington, DC: USDA.
- Theil, H., 1969, "A Multinomial Extension of the Linear Logit Model", *International Economic Review*, 10: 251-259.
- Train, K., 2009, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Uhler, R. S. and J. G. Cragg, 1971, "The Structure of the Asset Portfolios of Households", *The Review of Economic Studies*, 38: 341-357.
- Uphoff, N. and C. M. Wijayarathna, 2000, "Demonstrated Benefits from Social Capital: The Productivity of Farmer Organizations in Gal Oya, Sri Lanka", *World Development*, 28: 1875-1890.
- Valentinov, V., 2007, "Why Are Cooperatives Important in Agriculture? An Organizational Economics Perspective", *Journal of Institutional Economics*, 3: 55-69.
- Verhofstadt, E. and M. Maertens, 2014, "Smallholder Cooperatives and Agricultural Performance in Rwanda: Do Organizational Differences Matter?", *Agricultural Economics*, 45: 39-52.
- Verhofstadt, E. and M. Maertens, 2015, "Can Agricultural Cooperatives Reduce Poverty? Heterogeneous Impact of Cooperative Membership on Farmers' Welfare in Rwanda", *Applied Economic Perspectives and Policy*, 37: 86-106.
- Wangen, K. R. and E. Bjørn, 2006, "How Do Consumers Switch between Close Substitutes When Price Variation Is Small? The Case of Cigarette Types", *Spanish Economic Review*, 8: 239-253.
- Wollni, M. and E. Fischer, 2015, "Member Deliveries in Collective Marketing Relationships:

- Evidence from Coffee Cooperatives in Costa Rica”, *European Review of Agricultural Economics*, 42: 287-314.
- Wollni, M. and M. Zeller, 2007, “Do Farmers Benefit from Participating in Specialty Markets and Cooperatives? The Case of Coffee Marketing in Costa Rica”, *Agricultural Economics*, 37: 243-248.
- Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.
- Wossen, T., T. Abdoulaye, A. Alene, M. G. Haile, S. Feleke, A. Olanrewaju, and V. Manyong, 2017, “Impacts of Extension Access and Cooperative Membership on Technology Adoption and Household Welfare”, *Journal of Rural Studies*, 54: 223-233.
- Zheng, S., Z. Wang, and T. O. Awokuse, 2012, “Determinants of Producers’ Participation in Agricultural Cooperatives: Evidence from Northern China”, *Applied Economic Perspectives and Policy*, 34: 167-186.
- Zheng, S., Z. Wang, and S. Song, 2011, “Farmers’ Behaviors and Performance in Cooperatives in Jilin Province of China: A Case Study”, *The Social Science Journal*, 48: 449-457.

Unity is Strength? Assessing the Economic Impacts of Farmer Organization Membership on the Primary Farm Households

Yir-Hueih Luh^{*}, Min-Han Tsai^{**}, and Shih-Yun Yang^{***}

Abstract

There are three types of farmer organizations in Taiwan: farmer associations (FAs), agricultural production and marketing groups (APMGs), and agricultural cooperatives (Coops), which is different from most of the countries in the world. Due to the differences in hierarchy, managerial and operating aims and goals, and member compositions among the three, the effects of farmer organization participation may also vary. This study utilizes the Primary Farmer Household Survey (PFHS) conducted in 2013 by the Taiwanese government. The empirical research estimates the determining factors and the average treatment effects of farmer organization participation based on a multinomial sample selection model. The factors influential to the participation behavior and the choice of joining a certain type of farmer organization are annual working days on own-held farm, production scale (measured by in-household labor and cultivate land area), prior work experience, and main conducting types

* Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

** Ph.D. Student, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.
Corresponding Author. Email: d08627001@ntu.edu.tw.

*** B.S., Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

(husbandry or agriculture) or crop types. The economic impacts of participation are also confirmed. The results show that, after controlling for the social-economic variables affecting farmer households' profit and the endogeneity arising from self-selection, farm households participating in APMGs or Coops reveal better economic performance than those joining FAs or non-participants. The participation in APMGs brings an average treatment effect of agricultural profits for 88,000 NTD, and Coops for 44,000 NTD. In addition to being smaller than the FAs, APMGs and Coops are characterized by higher level of vertical-integration. The results therefore suggest that the formation of small in scale but highly integrated organizations such as APMGs and Coops can be a promising path to overcome the challenges confronted by the smallholder farmers in Taiwan.

Keywords: Farmer Organization Membership, Influencing Factors, Economic Effects, Multinomial Sample Selection Model

JEL Classification: Q12, Q13, Q18