

有機農法採用之空間計量分析：以 農業普查稻作農家為例

楊婷雅*、張芸慈**、陸怡蕙***

摘要

在提倡環境友善與永續發展的聲浪中，有機農法在全球逐漸受到重視。臺灣的有機農地面積占比於 21 世紀快速成長，至 2020 年已成長至 1.37%，期間多以有機稻米呈現最高占比。本研究以 2015 年農林漁牧普查整理而得之鄉鎮層級資料，針對臺灣地區稻農有機農法的採用率進行影響因子之分析。本研究與過往研究之主要差異在於同時考量各鄉鎮農家主要經營者及家戶成員之社會經濟特性，並同時以兩種空間計量迴歸方法－空間落遲模型 (spatial lag model)、空間誤差模型 (spatial error model) 解決有機農法採用率空間自相關性所造成之估計偏誤問題。根據全域型空間自相關統計分析結果，有機農法採用率之空間自相關指標 Moran's I 值為 0.366，顯示整體而言臺灣鄉鎮在有機農法採用率上有空間聚集情形。此外，由空間計量模型之估計結果，可知影響臺灣稻米有機農法

* 國立臺灣大學農業經濟學系碩士。

** 國立臺灣大學農業經濟學系博士生。本文之共同第一作者。

*** 國立臺灣大學農業經濟學教授，本文通訊作者，Email：yirhueihluh@ntu.edu.tw。本文承蒙科技部專題計畫補助 (計畫編號：MOST 109-2410-H-002 -112)。作者感謝兩位匿名審查人之寶貴建議，特此致謝。

DOI：10.53106/054696002022060111001

收件日期民國 110 年 11 月 25 日；修改日期民國 111 年 1 月 3 日；

接受日期民國 111 年 4 月 25 日。

採用的因子主要為鄉鎮之經營管理者年齡組成、中高教育程度比例、全年工作日數比例，以及戶內成員之性別、教育程度及非農工作比例。本研究結果有助於日後有機農業發展相關政策之制定，進而提升政府有機農業推動之政策效益。

關鍵詞：有機農法、鄉鎮採用率、空間自相關、空間計量、農林漁牧普查資料、稻作農家

JEL 分類代號：Q12、Q15、Q52

有機農法採用之空間計量分析：以 農業普查稻作農家為例

楊婷雅、張芸慈、陸怡蕙

壹、前言

在提倡環境友善的聲浪中，有機的生產方式在全球受到極大關注。國際上早期有機農業的推動約在 1980 年代，起初成效並不明顯，西元 1995 到 2000 年間，歐美國家的有機耕作面積快速成長，在短暫的五年間就成長為三倍，可見得有機農業在 20、21 世紀的迅速崛起 (Scialabba and Hattam, 2002)。在政策的推廣以及永續發展概念逐漸普及之下，近十幾年來臺灣有機農業呈現飛躍式發展，目前臺灣有機農場數已達四千多家 (臺灣有機農業資訊網，2021)。由保障消費者食品安全的角度觀之，政府對於環境友善、健康飲食也從標章制度方面著手，在 2007 年行政院農業委員會推行三種農產品驗證標章－有機農產品、產銷履歷產品及優良農產品 (黃璋如與周孟萱，2009)。而根據黃璋如與周孟萱 (2009)、詹滿色與林欣君 (2019) 的研究，發現消費者越加重視永續生態標章的價值，甚至超過價格屬性，由此可見社會對於支持環境友善的態度越發正向。

從全台有機農地總面積部分觀察，如表 1 所示，2004 年有機農地總面積為 1,246 公頃 (有機農業全球資訊網，2019)，截至 2020 年，有機農地總面積達到 10,789 公頃 (行政院農業委員會農糧署，2021)，於短短十餘年間，有機農地面積呈現數倍成長，而再依據農業統計的耕地總面積數據統計，可以發現臺灣有機農地佔總耕地面積之比例亦呈現上升趨勢，由 2004 年之 0.15%，提升至 2020 年之 1.37%，顯示有機農業在臺灣之重要性逐漸在增加 (行政院農業委員會，2021)。若以作物種類將有機耕作區分，各作物 2004 至

2020 年的有機耕作面積如圖 1。蔬菜與稻米採用有機農業之面積成長最多，蔬菜由 2004 年約 300 公頃的規模，2020 年已來到約 3,300 公頃，稻米則從約 800 公頃增加至 3,300 公頃左右（有機農業生產資訊平臺，2021）。其餘三類，果樹與其他類別居中，採用有機耕作變化最少者為茶葉。

表 1 有機農地總面積佔總耕地面積比例

年份	有機農地總面積(TO)(公頃)	總耕地面積(ALL)(公頃)	TO/ALL(%)
2004	1,246.08	835,506.71	0.15
2010	4,043.58	813,125.53	0.49
2015	6,489.96	796,618.46	0.81
2020	10,789.36	790,078.56	1.37

資料來源：整理自有機農業全球資訊網 (2019) 及行政院農業委員會 (2021)。

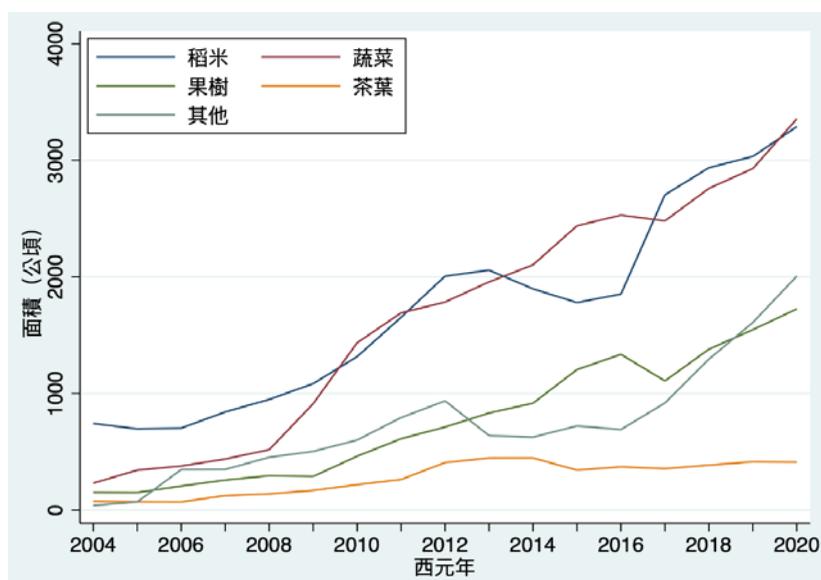


圖 1 各作物類別 2004-2020 年有機種植面積

資料來源：本研究整理自有機農業生產資訊平臺 (2021)。

就過往環境友善政策的推動而言，臺灣政府自 1995 年開始推廣有機栽培，迄今已針對有機稻米推動多項相關政策，包含推動有機稻米之產銷經營輔導計畫，以輔導農民投入有機稻米生產，以及持續進行後續有機稻米認證及銷售等（林銘洲，2001）。而在近年的重大政策中，對地綠色環境給付計畫針對稻作同時實施直接給付與保價收購兩項措施，只要農民符合獎勵條件，便可領取給付金，而搭配有機或環境友善進行耕種，更能領取額外補助，不僅保護環境，亦能達到提升農民收益的目的（行政院，2018）。故而，針對稻作有機農法採用的分析結果，其在鼓勵環境友善農業生產方式的政策應用及參考價值上更具意義。

基於稻米由過去至今在我國發展有機農業之重要性，本研究以 2015 年農林漁牧業普查之稻作農家為研究對象，根據稻作農家是否在稻作過程中使用化學肥料或合成農藥，定義 (1) 有機農法採用，亦即採用不使用化學肥料及合成農藥之耕種模式；及 (2) 部分有機採用，亦即在稻作過程中不使用化學肥料或不使用合成農藥，再據以探討有機稻作採用率之空間聚集情形與影響有機稻作採用率之顯著因子。就所使用的資料規模而言，本研究以 2015 年農林漁牧業普查之 213,534 戶稻作農家作為研究資料，除了有使用大樣本及具代表性研究數據之優點，本研究與過往多數文獻的主要差異之一在於納入農業家戶勞動人口的社會經濟特質。過去相關文獻主要考量農民或主要經營管理者的社會經濟特質，僅少數文獻包含戶內人口資訊（許聖章等，2016；Tsai et al., 2021）。本研究除了考量稻作農家經營管理者之社會經濟特質之地理分布，同時亦將戶內 15 歲以上人口之社會經濟特性納入，因此，可以探究家戶成員社會經濟特性地理分布對於稻作農家有機農法採用率之影響。

除了利用臺灣縣市界線資料，觀察臺灣 323 個鄉鎮有採用有機農法之稻作農戶比例的鄉鎮地理分佈圖，本文亦利用空間自相關指標 Moran's I 檢定來檢視有機農法採用的空間聚集情形，以確認是否應將空間相關性因素納入迴歸分析，再接續使用空間落遲模型 (spatial lag model, SLM) 及空間誤差模型 (spatial error model, SEM) 之空間迴歸分析，探討稻作農家有機農法採用率之影響因素。空間分析原本主要運用於地理學相關研究，以

顯示各現象之分佈情形，其後此方法也擴展至各領域，不同領域研究只要欲探討地理環境或與空間之聚散關係，便可採用空間分析進行研究，因此國內許多主題包含生育率、投票率、疾病發生機率等皆曾採用空間分析進行探究（劉君雅等，2009；賴進貴等，2007；胡立諄與賴進貴，2006），然而，儘管國內眾多領域皆曾使用空間分析方法，但在有機農法採用的研究主題上，卻尚未有任何應用空間分析方法的相關文獻。因此，本研究之研究結果除可彌補現存相關文獻之不足，對於國內相關研究亦可產生重要的參考價值。

本文的結構如下。首先，本文於第二節回顧應用空間計量模型探討有機農法採用之相關文獻。本文於第三節則介紹資料來源、變數定義、資料敘述統計及空間計量模型，並於第四節說明近 20 年有機農業之空間分布樣貌、稻作農戶有機農法採用率之空間聚集情形，以及實證模型之估計結果。本文於第五節說明本研究之主要結論及提出對於相關政策與後續研究之建議。

貳、文獻回顧

本節回顧利用空間計量模型分析有機農法採用之相關文獻。空間計量分析為地理學領域常見之研究方法，通過空間相關模型，探討觀察值相互關係。空間計量分析方法最早由 Anselin (1988) 提出，其後因空間計量方法被運用之層面更加廣泛，包含與地理資訊系統相關時，或存在定位需求時，皆可能使用空間計量分析方法，因此 Anselin 於 2001 年對於空間計量分析方法之定義及模型等進行更完善之說明 (Anselin, 2001)。

隨著空間計量分析方法在更多方面進行使用，諸多文獻皆曾採用此方法進行分析，如 Bjørkhaug and Blekesaune (2013)、Vroege et al. (2020)、Wollni and Andersson (2014) 及 Läßle and Kelley (2015) 等。Bjørkhaug and Blekesaune (2013) 使用挪威 430 個城市之數據資料，訂定六個假設，包含農業面積與有機農場比例之關聯、城市中有機農場比例與鄰近城市有機農場比例關聯等，以研究鄰近城市對於有機農業發展的影響。該研究使用空

間自迴歸模型 (spatial autocorrelation model)、空間誤差模型 (spatial error model)、及最小平方迴歸模型來檢驗挪威有機農業的空間依賴性，空間自迴歸及誤差模型主要用於觀察一城市與鄰近城市有機農場比例之關聯，從研究結果顯示，挪威之有機農場確實具有空間依賴性，而空間自迴歸及誤差模型不僅用於檢驗空間依賴性，採用此二模型對於其餘假設所得之結果，也比使用最小平方迴歸模型更為精確。而 Vroege et al. (2020) 探討鄰近農場對於農業多樣化決定之影響，並分析農場與不同活動間的溢出效果。該研究採用荷蘭 2013 年將近 66,000 座農場，及五項多樣化活動作為數據資料，並搭配農場類型、土壤類型、鄰近城市特徵等變數，使用空間權重矩陣進行分析。分析結果顯示，空間上相鄰農場間的多樣化活動存在顯著的效果，如從事農場銷售之農民，部分會同時從事農場加工活動，此外，農業旅遊與農業照護間存在相互依存關係，再者，除了農業照護此項活動外，其餘多樣化活動皆有顯示溢出效果 (spill-over effect)，且其中自然保護活動之溢出效果最為顯著。

Wollni and Andersson (2014) 及 Läpple and Kelley (2015) 皆使用 Bayesian 空間 probit 模型及空間權重矩陣進行分析，於此 probit 模型中， ρ 為相互依賴的強度、 Wy^* 為空間落遲 (spatial lag) 之應變量，此項與由鄰近效用之加權平均組成的空間權重矩陣相關。其中，前者收集宏都拉斯 2007 年農家調查資料，研究農民轉換為有機農業之決定因素；而後者除了以近 600 名愛爾蘭農民為對象探討距離遠近可能影響農民選擇外，更進一步通過間接效果觀察空間溢出情形，此溢出效果所呈現之結果為所有調查對象之總和，因而無法觀察出單一農民之溢出效果。

此外，在空間計量分析方法中，也時常通過 Moran's I 指數估計效果 (Nunthasen and Nunthasen, 2019; Boncinelli et al., 2016)。Nunthasen and Nunthasen (2019) 主要探討泰國北部有機農業政策效果的空間分析，研究過程使用泰國北部地區農業普查有機農業相關數據，及相關地理數據。該研究先由 Moran's I 統計量觀測整體數據之空間自相關，再由區域空間關聯指標 (local indicator of spatial association, LISA) 檢視觀察值之空間效果，同時，也運用空間自迴歸模型進行分析，模型中設定有機農業將受到社會經濟因素、政府

計劃、農業基礎設施、銷售選擇四種變量影響。從研究結果可知，Moran's I 結果顯著，表示具有空間自相關，而空間自迴歸模型結果也顯示空間依賴性對於有機農業之空間分佈具有高度影響。而 Boncinelli et al. (2016) 採用義大利農業人口普查數據做為研究資料，針對有機農業之農業環境政策進行空間分析，該文共使用兩種方法，包含通過 Moran's I 指數估計，觀察有無空間相關性，及採用空間落遲模型 (spatial lag model)，因該文之空間關係是由直接效果引起，故並不適用空間誤差模型，而採用空間落遲模型。

參、資料來源及實證模型

一、資料來源

本研究使用臺灣 2015 年農林漁牧業普查資料，運用 213,534 戶稻作農家作為研究數據，另搭配臺灣共 368 鄉鎮市區別經緯度資料進行空間分析。臺灣共有 368 個鄉鎮，但因 2015 年普查資料中並無統計澎湖縣、金門縣、連江縣之數據，且臺灣本島的部分鄉鎮並無稻農資料，因此最終使用普查資料搭配臺灣 323 鄉鎮市區資料進行分析，為使得後續分析順利進行，故先得出各變數於各鄉鎮市區之平均值，再與鄉鎮經緯度資料進行整合，從而進行後續分析，此外，本文也利用臺灣縣市界線資料繪製分佈圖，觀察被解釋變數及各解釋變數於臺灣縣市之地理分佈情況。

表 2 為本研究之變數定義與敘述統計。變數包含作為主要應變數：(1) 有機農法採用率，亦即採用不使用化學肥料及合成農藥耕種模式之農戶占比；及 (2) 部分有機採用，亦即在稻作過程中不使用化學肥料或不使用合成農藥之農戶占比。其餘變數則包含經營管理者之性別、年齡、教育程度、及全年從事自家農牧業工作日數；此外，亦包含戶內 15 歲以上人口之性別、年齡、教育程度之平均人口比例，以及主要從事農牧業、非農牧

業、其他（如家務、求學、疾病養老等）之平均人口比例。同時，亦涵蓋農場特徵如可耕地總面積以及平均總外僱人力。

表 2 變數定義

變數名稱	變數定義	平均值	標準差
被解釋變數			
Organic	採用有機耕作之家戶比例	0.115	0.17
Partial organic	採用部分有機（不使用化學肥料或不使用合成農藥）耕作之家戶比例	0.084	0.12
經營管理者人口特徵			
Male	性別為男性之人口比例	0.802	0.12
Age_under 44	年齡小於 44 歲之人口比例	0.053	0.05
Age_45-64	年齡介於 45 至 64 歲之人口比例	0.475	0.16
Age_above 65	年齡大於 65 歲之人口比例	0.472	0.16
Elementary	教育程度為小學及以下之人口比例	0.442	0.19
Junior high	教育程度為國(初)中之人口比例	0.211	0.13
Senior high	教育程度為高中(職)之人口比例	0.236	0.14
College & above	教育程度為大專及以上之人口比例	0.111	0.13
Day_1-29	從事自家農牧業工作日數-介於 1 至 29 日之人口比例	0.210	0.20
Day_30-59	從事自家農牧業工作日數介於 30 至 59 日之人口比例	0.289	0.18
Day_60-89	從事自家農牧業工作日數介於 60 至 89 日之人口比例	0.219	0.14
Day_90-149	從事自家農牧業工作日數介於 90 至 149 日之人口比例	0.149	0.15
Day_150-179	從事自家農牧業工作日數介於 150 至 179 日之人口比例	0.065	0.09
Day_180-249	從事自家農牧業工作日數介於 180 至 249 日之人口比例	0.044	0.11
Day_above 250	從事自家農牧業工作日數大於 250 日之人口比例	0.025	0.06

表 2 變數定義 (續)

變數名稱	變數定義	平均值	標準差
戶內 15 歲以上人口家戶特徵			
HH_male	戶內人口性別為男性之占比平均	0.569	0.07
HH_young	戶內人口年齡小於 44 歲之占比平均	0.319	0.09
HH_middle_age	戶內人口年齡介於 45 至 64 歲之占比平均	0.362	0.10
HH_old	戶內人口年齡大於 65 歲之占比平均	0.319	0.12
HH_elementary	戶內人口教育程度為小學及以下之占比平均	0.318	0.13
HH_junior high	戶內人口教育程度為國 (初) 中之占比平均	0.163	0.10
HH_senior high	戶內人口教育程度為高中 (職) 之占比平均	0.273	0.10
HH_college & above	戶內人口教育程度為大專及以上之占比平均	0.246	0.13
HH_agri	戶內人口主要從事農牧業之占比平均	0.328	0.15
HH_nonagri	戶內人口主要從事農牧業以外工作 (自營、受雇) 之占比平均	0.447	0.13
HH_otherwork	戶內人口主要從事其他工作 (家務、求學、疾病、養老、其他) 平均之占比平均	0.225	0.09
農場特徵			
Land	平均年底可耕地總面積 (公畝)	82.199	65.75
Worker	平均總外僱人力	2.242	3.98

資料來源：本研究整理。

二、敘述統計

由於需要進行空間迴歸分析，個別農民之地理位置無法確定，故將以鄉鎮作為分析資料之基本單位。首先，本研究將原始普查資料中各鄉鎮各農民之詳細普查結果進行處理，其後再對於相同鄉鎮之各農民普查結果進行平均，得到最終數據，以利完成後續分析。由於資料已根據所在鄉鎮將農民數據進行區域之平均，故後續皆是以「此鄉鎮內所有稻農之家戶平均」來說明，共得資料 323 筆 (同鄉鎮個數)。

空間迴歸分析變數之敘述統計結果包含被解釋變數及解釋變數，如表 2 所示，而其中解釋變數之敘述統計分為三大部分，各部分詳述變數之平均值及其代表含義，分別包含經營管理者方面、15 歲以上戶內人口方面、農場特徵方面，以下將進行詳盡說明。

在被解釋變數方面，各鄉鎮採用有機種植稻農家戶之比例平均為 0.115。而採用部分有機之農戶比例，平均值為 0.084，較採用有機種植稻農家戶之比例為低。同時，由這兩鄉鎮平均值可知，在全台灣的 323 個鄉鎮中約有高達約八成的稻作農家都還是採用同時使用化學肥料與合成農藥的慣行農作方式來生產。

在解釋變數方面，第一部分為經營管理者方面，觀察性別變數發現平均值為 0.802，顯示相較於女性，經營管理者為男性比例較高；年齡部分，分為 44 歲以下、45-64 歲、及 65 歲以上三組變數，由經營管理者之年齡變數可得知，僅極少數比例之農民為 44 歲以下，平均值僅 0.053，而 45-64 歲、及 65 歲以上兩組比例相差不大，平均值皆為 0.47 左右；教育程度方面，同為觀察經營管理者之變數，從小學及自修、國(初)中、高中(職)、大專及以上四方面之人口比例平均值進行分析，大專及以上之平均值僅為 0.111，而小學其自修之平均值高達 0.442，國中及高中之平均值則居中，約為 0.21 至 0.24，顯示教育程度為小學及以下之比例為最大宗，而教育程度愈高者，比例越低。另外，從事 30-59 日農牧業工作之農民為所有從農天數中最多者，平均值達到 0.289，而以此為高峰，增加或減少工作天數之從農者均逐漸遞減，整年中從事 250 日以上工作者之平均值僅有 0.025。若以公務機關之工作日數比較，根據行政院人事行政總處 (2014) 公布之公務機關 2015 年行事曆，扣除週休二日以及連續假期後之工作日數應為 250 日，故可發現農民全年從農日數普遍偏低。

第二部分為 15 歲以上戶內人口方面，其性別部分，15 歲以上戶內人口平均男性比例之平均值約為 0.57，若愈接近 1，表示男性比例愈高，而此結果則顯示 15 歲以上戶內人口中，男性比例雖仍比女性多，但女性亦有約四成之比例。與第一部分之經營管理者相比，平均值為 0.8，代表稻作農家較習慣以男性為經營管理者；而在年齡部分，與第一部分經營管理者相同，同樣分為 44 歲以下、45-64 歲、及 65 歲以上三個類別，其中平均年

齡為 44 歲以下比例與平均年齡為 65 歲以上比例兩類別之人口比例相當，皆約為 32%，而 15 歲以上戶內人口中以平均年齡為 45-64 歲之占比為最大宗，佔有約 36%，顯示普查之受訪者家庭中以 45-64 歲之中壯年為主要群體；教育程度方面，平均教育程度僅有小學及以下之群體比例最高，高達約 32%，而在剩餘三階段中，平均值最低者為國（初）中此階段，為 0.163，高中（職）、大專及以上人口比例之平均值為 27.3% 及 24.6%，因此從此結果觀察，15 歲以上戶內人口之教育程度占比結果顯示與經營管理者並不相同，顯示出家戶中平均的教育程度較高；至於從事農牧業及非農牧業工作方面，受訪者中家戶成員從事非農牧業工作之平均人口比例為將近 45%，而從事農牧業工作平均占比為 33%，其餘則為從事其他（如家務、求學、疾病養老）之平均人口占比，顯示家戶中從事非農牧業工作之平均人口比例比從事農牧業工作者高。在後續分析中，也將觀察非從農人口比例對於採用有機是否有影響方向的不同。

第三部分農場特徵方面：總耕地面積部分，全部鄉鎮中最小之家戶平均耕地面積僅有六公畝，最大之耕地面積高達 710.17 公畝，顯示耕地面積大小差距極大，而鄉鎮之平均耕地面積為 82.2 公畝，表示耕地仍以中小型面積為主要型態；而總外僱人力部分，最小值為零，代表此鄉鎮之稻農並完全無外僱人力，但最大值卻達到 46，呈現與完全無外僱人力相反之結果，而平均鄉鎮之外僱人力為 2.24，顯示平均而言各鄉鎮仍有少數外僱人力，但亦有鄉鎮擁有高出平均約 20 倍之農業外僱人力。

三、空間計量模型

在空間計量分析中，需先定義空間權重矩陣 (weighted matrix)，空間權重矩陣為假設區域內包含 n 個空間單位，並由空間單位 i 及空間單位 j 之空間關係，進而形成一 $n \times n$ 的矩陣。在空間落遲模型以及空間誤差模型中，空間權重矩陣為連續性矩陣 (contiguity matrix)，以 W_{ij}^* 表示之，用於代表地區是否相鄰， i 為一空間單位； j 為另一空間單位； n 為空間單位數量，矩陣中皆由 $W_{ij} = 0$ 或 $W_{ij} = 1$ 組成，當 i 區域及 j 區域相鄰（連續）時，

$W_{ij} = 1$ ，反之，當 i 區域及 j 區域不相鄰（不連續）時， $W_{ij} = 0$ 。以矩陣形式呈現之公式則如 (1) 所示：

$$W_{ij}^* = \begin{bmatrix} W_{11} & W_{12} & \cdots & W_{1n} \\ W_{21} & W_{22} & \cdots & W_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & W_{n2} & \cdots & W_{nn} \end{bmatrix} \quad (1)$$

而空間落遲模型主要運用於觀測鄰近地區間是否具有空間自相關，即為檢驗一區域之空間關係是否具備鄰近效應時，便會採用此模型進行分析。因此，本研究運用空間落遲模型檢驗「一區域採用有機農法會影響鄰近地區是否採用，而鄰近地區對於有機農法之採用，亦會對於一區域有所影響」此假說是否成立，若檢定結果為顯著，則表示具有鄰近效應，顯示一區域與鄰近區域在關於有機農法之採用會產生相互影響。此外，考慮解釋變數亦可能存在空間相依性，本文故而採用納入解釋變數空間相依性的模型 (Anselin, 1980; Anselin and Florax, 1995)。

空間落遲模型之模型設定如 (2) 所示：

$$s = \rho W^* s + X\alpha + W^* X\theta + \varepsilon; \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

在本研究中， s 為鄉鎮中稻作農家採用有機農法之比例； ρ 為空間落遲相關係數； W^* 為如 (1) 式所定義之空間權重矩陣。上式中， X 代表鄉鎮中農場經營者、家戶成員社會經濟特性及農場特徵之向量，如性別、年齡、教育程度等解釋變數； α 則為解釋變數係數之向量； θ 為解釋變數的空間落遲相關係數； ε 為誤差項。

空間落遲模型通過觀察空間落遲相關係數 ρ ，可檢視鄰近地區間是否具有空間自相關，當 $\rho \neq 0$ 時，即表示鄰近地區間具有空間自相關。故空間落遲模型與傳統迴歸模型最大之差異在於：與傳統迴歸模型相比，空間落遲模型比傳統迴歸模型增加了能夠檢驗鄰近效果之空間落遲相關項，更能觀察鄰近地區間是否具有空間自相關。

而空間誤差模型主要針對當空間自相關問題（鄰近效應）出現於誤差項時，利用此模型進行修正。空間誤差模型不同於空間落遲模型，其將干擾因子，即隨機誤差納入模型中，使得當空間自相關存在於誤差項時，得以進行修正。

空間誤差模型之模型設定為 (3) 所示：

$$s = X\alpha + W^*X\theta + \varepsilon; \quad \varepsilon = \lambda W^*\varepsilon + \eta; \quad \eta \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

在本研究中， s 為鄉鎮中稻作農家是否有採用有機農法之比例； X 為代表鄉鎮中農場經營者、家戶成員社會經濟特性及農場特徵之向量，如性別、年齡、教育程度等解釋變數； θ 為解釋變數的空間落遲相關係數； α 則為解釋變數之係數向量； ε 為誤差項。上式中， λ 為空間誤差相關係數； W^* 為空間權重矩陣； η 為隨機誤差。

此模型之空間權重矩陣同樣使用與空間落遲模型相同之連續性矩陣，空間誤差模型通過觀察空間誤差相關係數 λ ，可檢視空間誤差模型中是否具有干擾因子因而形成空間自相關，當 $\lambda \neq 0$ 時，即表示空間誤差模型中具有干擾因子而形成空間自相關，故空間誤差模型與傳統迴歸模型最大差異在於：與傳統迴歸模型相比，空間誤差模型改為納入隨機誤差，得以修正當空間自相關存在於誤差項時產生之問題。

整體而言，不同迴歸分析模型各有優缺點，一般傳統迴歸模型屬於操作較為簡易，但對於較複雜之情況或空間相關議題可能無法進行分析。空間落遲模型及空間誤差模型雖較繁雜，但可針對空間議題或較困難之情形進行使用及修正，解決傳統迴歸模型所無法處理之問題。

肆、實證結果討論

本研究首先依北、中、南、東四大行政區，呈現全臺各縣市 2004 至 2020 年的有機農業土地面積趨勢圖，依此說明有機農業過去 20 年的區域分布全貌。本研究接續繪製採用有機農法之稻作農戶比例的鄉鎮地理分佈圖，以檢視有機農法採用率之空間分布樣

貌，並利用空間自相關指標 Moran's I 檢定來檢視有機農法採用的空間聚集情形。最後，本研究再以各鄉鎮稻作農戶採用有機耕作之農戶的占比為應變數，進行包含傳統迴歸模型、空間落遲模型以及空間誤差模型之迴歸分析，以下依續說明之。

一、有機農業之區域分布趨勢

根據 (有機農業全球資訊網, 2019) 的資料, 全臺各縣市 2004 至 2020 年的有機農業土地面積趨勢圖如圖 2 至圖 5 所示, 因縣市眾多, 故依四大行政區分別呈現。由圖中可發現, 東部之有機農業面積一直都遠超其他縣市, 尤其是花蓮縣, 在 2020 年已達到近 2700 公頃左右, 在 16 年間成長了約 2400 公頃。而在四大分區中, 可發現北部的縣市成長情形差異較大, 以宜蘭縣增加最多, 而基隆市及新竹市的有機農業發展較差, 臺北市與新北市則是波動較大。在中部與南部的圖中, 各縣市普遍呈現較為穩定的成長, 但南部縣市的增長幅度稍優於中部。

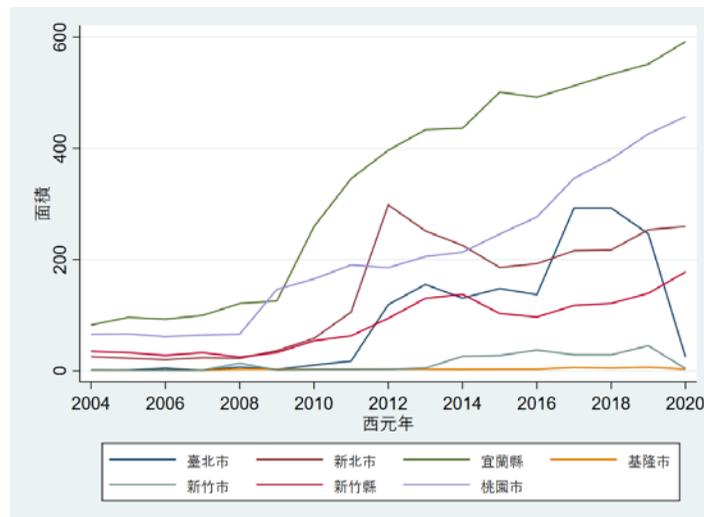


圖 2 2004-2020 年有機農業面積趨勢圖—北部 (單位：公頃)

資料來源：本研究整理自有機農業全球資訊網 (2019)。



圖 3 2004-2020 年有機農業面積趨勢圖—中部 (單位：公頃)

資料來源：本研究整理自有機農業全球資訊網 (2019)。



圖 4 2004-2020 年有機農業面積趨勢圖—南部 (單位：公頃)

資料來源：本研究整理自有機農業全球資訊網 (2019)。

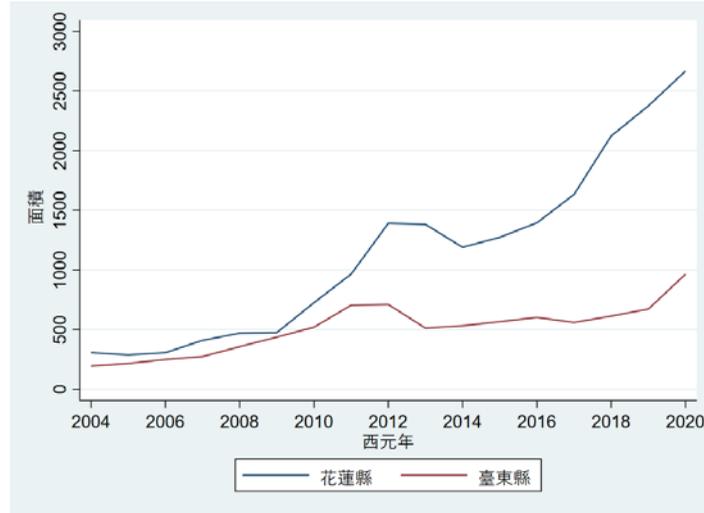


圖 5 2004-2020 年有機農業面積趨勢圖—東部 (單位：公頃)

資料來源：本研究整理自有機農業全球資訊網 (2019)。

二、稻作農戶有機農法採用率之空間聚集

圖 6 為採用有機農法之稻農比例地理分佈圖，從圖形顏色深淺可知，顏色較深之區塊主要集中於北部及東部地區，顯示基隆市、臺北市、新北市、花蓮縣採用有機農法之比例較高，而臺中縣、彰化縣、雲林縣、及屏東縣為顏色較淺區塊，相對來說有機稻作採用之比例較低。雖在前述圖 2 時，發現北部的有機農業面積較少，但因為北部地區無論是總農業面積、產量或農戶數相較其他縣市要少，故使採用比例仍會呈現較高的結果。推測是因為北部經濟發展較佳、資訊更新快速，且無論是農民或是一般消費者，其有機農法與環境友善之概念會較為普及。另外，北部地區的農家，在農地規模上較其他縣市小，後續亦會將此農家特徵加入模型，在實證分析中進行探討。而東部主要發展農業與觀光產業，以其自然山水風光為特色，較注重環境生態，在行銷上更主要發展純淨無污染之農產品，故而有機農法在東部地區會較為盛行。

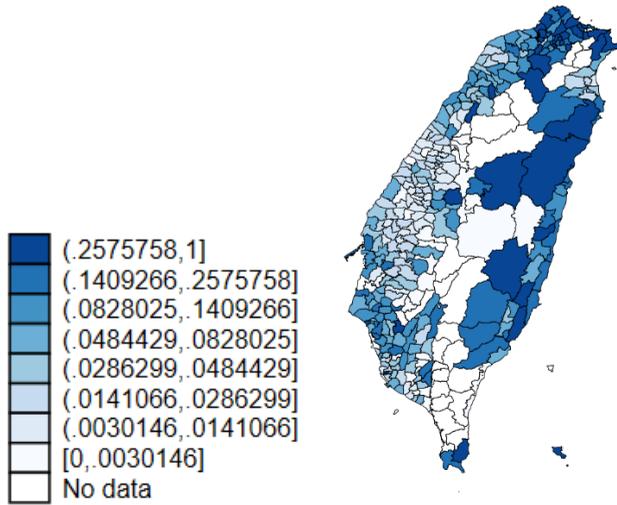


圖 6 各鄉鎮採用有機耕作之稻作農戶比例－地理分佈圖

資料來源：本研究繪製。

本研究進一步利用全域型空間自相關統計分析來檢視有機農法採用率的空間聚集情形。空間自相關指標 Moran's I 係運用空間權重矩陣進行計算，其公式如 (4) 所示：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}, i \neq j \quad (4)$$

在本研究中， n 為鄉鎮市區數， W_{ij} 空間權重， y_i 為區域 i 空間單位之稻作農家採用有機農法之比例， y_j 為區域 j 空間單位之稻作農家採用有機農法之比例， \bar{y} 為有機農法採用比例之平均數。

Moran's I 值介於 -1 至 1 之間，當 Moran's I 值愈大愈接近 1 時，空間自相關性愈強，為正相關且空間群聚；相反，當 Moran's I 值愈小愈接近 -1 時，空間自相關性愈小，為負相關且空間分散；而當 Moran's I 值等於 0 時，空間為隨機分佈，且各空間並無相關

(Anselin, 1988)。

根據公式，本研究計算出有機農法採用的全域型 Moran's I 為 0.366。此外，本研究利用整理好之鄉鎮層級的有機耕作稻作農戶比例，繪製圖 7 之 Moran's I 散佈點圖來展示鄉鎮之間有機採用比例的相關性。如圖 7 所示，橫軸代表選取的某一鄉鎮，縱軸代表該鄉鎮的所有鄰近鄉鎮。在第一象限的點代表的是該鄉鎮與其鄰近鄉鎮的有機採用比例都較高，稱之為高高聚集區 (HH 區域)；第二象限代表的是該鄉鎮的有機採用比例低，鄰近鄉鎮的有機採用比例卻較高，稱之為低高聚集區 (LH 區域)；第三象限代表該鄉鎮與鄰近鄉鎮的有機採用都較低，稱之為低低聚集區 (LL 區域)；第四象限代表該鄉鎮的有機採用比例較高，而鄰近鄉鎮的有機採用比例較低，稱之為高低聚集區 (HL 區域)。從圖 7 中可發現空間的關係呈現正相關，有一定程度的聚集情形。同時，本研究進一步利用蒙地卡羅模擬 (Monte Carlo Simulation) 有機採用比例之空間特性為隨機時的分布狀態，以檢驗根據 (4) 式計算出來的 Moran's I 值是否達統計顯著性。本研究以模擬 999 次的結果繪製圖 8 之蒙地卡羅模擬檢驗分佈圖。如圖 8 所示，Moran's I 值為 0.366， p 值小於 0.01，拒絕鄉鎮之間無空間自相關性的虛無假說。

各縣市採用有機或部分有機耕作之稻作農戶比例及農戶平均耕地面積之地理分布如表 3 所示。由表 3 可知，雖在比例上北部與東部之有機採用比例較高，但以家戶數來說臺南市、高雄市、新北市三者卻為最高，南投縣的家戶數也高達五千戶以上；而例如基隆市，有機採用比例高達約 65%，但家戶數僅 419 戶。在部分有機的採用上，也可看出雖臺北市為比例上之首位，但由於臺北市內的農戶數較少，故在家戶數的數值上反而為全台最低。然而，由於區域之採用率更能代表地區特性，後續之計量分析仍是使用比例做為應變數。在表 3 中，比較部分有機與有機耕作的占比也能發現，除了臺南市與嘉義縣市外 (有機比例低，但部分有機比例高)，有機耕作比例較高的區域通常部分有機的採用比例也會偏高，此二者的相關性達到 0.6563。整體而言，採用部分有機之縣市最主要集中在北部與西南部，如臺北市、新北市，臺南市、嘉義縣市。

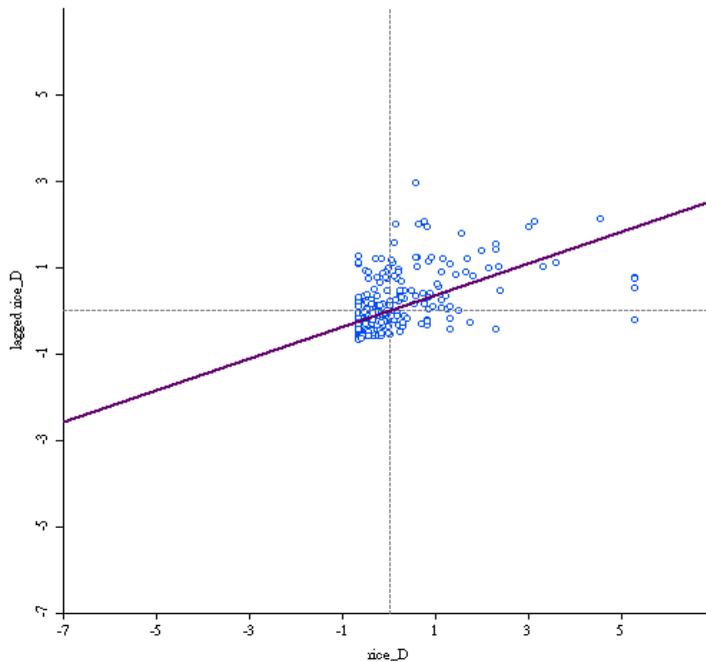


圖 7 Moran's I 散佈點圖

資料來源：本研究繪製。

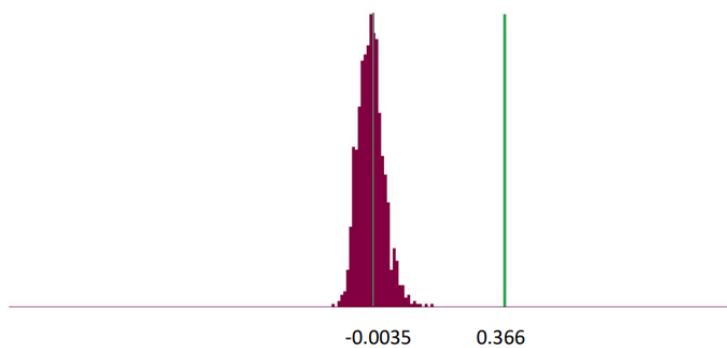


圖 8 蒙地卡羅模擬檢驗分佈圖

資料來源：本研究繪製。

註：蒙地卡羅計算之 Moran's I 平均值 = -0.0035、標準差 = 0.036。

表3 各縣市有機及部分有機採用之家戶數與比例 (面積單位：公頃)

縣市	採用之家戶數		採用農家比例		家戶平均 耕地面積
	部分有機	有機	部分有機	有機	
宜蘭縣	960	1,588	0.0419	0.0693	77.0283
基隆市	91	419	0.1404	0.6466	50.8200
新北市	2,836	6,189	0.2071	0.4519	71.6620
臺北市	612	985	0.2159	0.3476	66.7309
桃園市	2,664	4,218	0.1469	0.2326	81.1118
新竹縣	2,003	3,169	0.1378	0.2180	84.4548
新竹市	183	487	0.0893	0.2377	54.1236
苗栗縣	2,382	3,191	0.0991	0.1327	58.7638
臺中市	1,657	3,133	0.0280	0.0530	49.9907
彰化縣	1,727	2,979	0.0242	0.0417	59.9081
南投縣	3,141	5,138	0.0994	0.1627	63.8780
雲林縣	3,070	2,928	0.0489	0.0467	84.4549
嘉義縣	7,502	4,412	0.1502	0.0883	103.9780
嘉義市	404	326	0.1012	0.0816	64.0497
臺南市	10,335	7,830	0.1673	0.1268	74.5188
高雄市	4,660	6,198	0.0942	0.1253	53.7525
屏東縣	3,245	3,380	0.0626	0.0652	95.6909
臺東縣	1,175	1,812	0.1302	0.2007	196.6459
花蓮縣	1,338	2,666	0.1468	0.2925	231.1620

資料來源：本研究整理。

三、傳統迴歸分析

表4第一、二欄為傳統迴歸模型之估計結果，表中結果顯示， R^2 為0.242，表示此迴歸模型能夠解釋約24%之變異情形。在經營管理者性別方面，男性經營管理者人口比例

之估計係數為 0.002，但個別顯著性檢定結果為不顯著，顯示經營管理者之性別比例並非臺灣農業家戶有機稻作採用率之顯著影響因子。雖然此結果與過往研究，如 Burton et al. (1999)、Kallas et al. (2010)、Tiffin and Balcombe (2011)、及 Mala and Maly (2013) 之分析結果並不一致，然而前述研究並未考慮家戶人口特性，而本研究有將戶內 15 歲以上人口之社會經濟特性納入考量。由表中結果可見 15 歲以上戶內人口男性平均比例之估計係數為 0.292，為正向且顯著，表示稻作家戶內之男性工作人口比例增加時，可參與農業活動之家戶人力增加，因此會提高有機稻作採用率。

在經營管理者年齡方面，45 至 64 歲經營管理者比例之估計係數為 0.414，而 65 歲以上經營管理者比例之估計係數為 0.122，僅 45-64 歲之係數為正向且顯著，代表經營管理者的年齡越高對有機農法之採用有正向效果，但當年齡為 65 以上時效果就變得不顯著。隨著經營者中老年齡比例增加時，可能因整體社會之平均年齡逐年上升，使得大部分從事農業者皆為年長者，故促使有機稻作採用率隨之增加 (Khaledi et al., 2010)。同時，表 4 中顯示，15 歲以上戶內人口年齡方面，戶內 45 至 64 歲人口占比及 65 歲以上人口占比兩群體之估計係數皆為正向但卻不顯著，代表戶內人口之年齡占比並非臺灣稻農採用有機耕作之顯著因子。

在經營管理者教育程度方面，僅國 (初) 中之檢定結果皆顯著且負向，高中 (職)、大專及以上之結果皆不顯著。表示經營管理者之教育程度在國 (初) 中以下時為臺灣稻農採用有機耕作之顯著影響因子，結果與過往 Burton et al. (2003) 及 Soudjino et al. (2015) 之研究結果相似，發現教育程度相對較低，反而採用有機農法進行耕種之比例較高，然而，教育程度之影響在高中 (職) 以上並不顯著，代表更高的教育程度無法影響有機農法之採用。

表 4 迴歸模型估計結果—有機農法採用

變數名稱	傳統迴歸模型		空間落遲模型		空間誤差模型	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
經營管理者人口特徵						
Male	0.002	0.09	-0.142	0.09	-0.105	0.09
Age_45-64	0.414 *	0.23	0.465 **	0.20	0.383 *	0.21
Age_above 65	0.122	0.26	0.299	0.23	0.246	0.23
Junior high	-0.479 **	0.18	-0.311 *	0.16	-0.394 **	0.16
Senior high	-0.249	0.16	-0.256 *	0.14	-0.271 *	0.15
College & above	0.125	0.21	>-0.000	0.18	0.040	0.19
Day_30-59	0.008	0.07	0.039	0.07	0.031	0.07
Day_60-89	0.181 **	0.07	0.138 *	0.07	0.164 **	0.07
Day_90-149	0.136 *	0.08	0.067	0.07	0.158 **	0.07
Day_150-179	-0.062	0.11	-0.023	0.11	0.020	0.11
Day_180-249	0.413 ***	0.12	0.443 ***	0.10	0.451 ***	0.11
Day_above 250	0.443 ***	0.17	0.356 **	0.15	0.371 **	0.15
戶內 15 歲以上人口特徵						
HH_male	0.292 *	0.16	0.548 ***	0.14	0.471 ***	0.14
HH_middle_age	0.247	0.18	-0.042	0.16	0.129	0.16
HH_old	0.320	0.25	-0.001	0.23	0.079	0.23
HH_junior high	0.417	0.25	0.220	0.23	0.234	0.23
HH_senior high	0.551 **	0.23	0.284	0.20	0.375 *	0.21
HH_college & above	-0.008	0.27	-0.211	0.25	-0.203	0.25
HH_nonagri	0.515 ***	0.10	0.165 *	0.09	0.272 ***	0.09
農場特徵						
Land	<0.001 *	0.00	<0.000	0.00	<0.000	0.00
Worker	>-0.001	0.00	-0.004	0.00	-0.004	0.00
Cons	-0.908 ***	0.25	-0.467 **	0.23	-0.540 **	0.23
W 空間落遲項						
Male			0.154	0.22	0.159	0.23
Age_45-64			-0.262	0.45	-0.763	0.48
Age_above 65			-0.685	0.63	-0.973	0.68

表 4 迴歸模型估計結果—有機農法採用(續)

變數名稱	傳統迴歸模型		空間落遲模型		空間誤差模型	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
Junior high			-0.556	0.50	-0.938 *	0.55
Senior high			-0.336	0.48	-0.085	0.52
College & above			-0.162	0.51	0.202	0.55
Day_30-59			-0.065	0.15	-0.287 *	0.16
Day_60-89			-0.277 *	0.15	-0.131	0.16
Day_90-149			0.448 ***	0.17	0.565 ***	0.18
Day_150-179			0.060	0.27	-0.090	0.29
Day_180-249			-0.526 *	0.28	-0.248	0.30
Day_above 250			-0.773 *	0.44	-0.397	0.46
HH_male			-0.269	0.43	-0.314	0.46
HH_middle_age			0.008	0.43	0.717	0.44
HH_old			0.516	0.60	0.396	0.66
HH_junior high			0.263	0.66	0.313	0.72
HH_senior high			0.722	0.59	0.547	0.64
HH_college & above			0.664	0.61	0.466	0.67
HH_nonagri			0.070	0.25	0.720 ***	0.24
Land			>-0.001	0.00	<0.000	0.00
Worker			-0.007	0.01	-0.009	0.01
Organic_D			0.927 ***	0.15		
e.Organic_D					0.347 ***	0.13
樣本數	323		323		323	
R ²	0.242					
調整後的 R ²	0.190					
Pseudo R ²			0.327		0.431	

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、及 1% 之顯著水準下達到顯著。

由表 4 顯示之 15 歲以上戶內人口教育程度方面，僅有戶內高中 (職) 之人口比例為正向且顯著，雖國 (初) 中以下比例係數為正、大專及以上比例為負，然而這兩種教育程度之結果皆不顯著。由此可知採用有機農法與教育程度具有關聯，表示相較於戶內成員為國小以下之教育程度，隨著高中 (職) 教育程度比例提升，代表戶內人口接受教育年數較長，擁有較豐富相關知識，進而認同有機農法相關概念，便會捨棄原先之慣行農法，轉而採用有機農法進行耕種，使得更有可能投入有機耕作。但戶內國 (初) 中、大專及以上之比例對有機農法的採用無影響效果。

此外，在經營管理者每年從事自家農牧業工作日數方面，除了工作日數 30 至 59 日、150-179 日的估計係數為不顯著，其他各工作日數變數之估計係數皆為顯著，且影響效果為正向，表示經營管者從事自家農牧業工作日數為影響農家種植有機稻米之顯著因子，因而可推斷，工作日數相對較長者，會更傾向採用有機農法。而此影響在工作日數極少 (59 日以下) 以及工作日數居中者 (150 至 179 日) 並不顯著，代表在不同工作日數級距間，有影響程度的不同。

而在 15 歲以上戶內人口從事非農牧業工作方面，從事非農牧業工作之戶內人口平均占比之係數達統計顯著，其估計值為 0.515，表示從事非農牧業之戶內人口平均占比為稻農採用有機農法之顯著影響因子，並隨著非農人口占比越高，對有機採用有正向的效果。此與過往 Kamau et al. (2018) 之結果相符，該作者發現在關於家戶採用有機農法方面，從事農牧業工作者與從事非農牧業工作者相比，採用有機農法之可能性較低。

至於在農場特徵之耕地規模方面，耕地面積之估計係數為正向且顯著，雖估計係數較小，但仍顯示總耕地面積為有機稻米採用率之顯著影響因子。有關總耕地面積與有機農法採用間之關係，過往研究如 Burton et al. (1999)、Kallas et al. (2010)、及 Mala and Maly (2013) 發現土地面積愈小，採用有機農法可能性愈高，或 Koesling et al. (2008) 及林正木 (2016) 發現土地面積愈大，採用有機農法可能性愈高，並未獲得一致之結果。而在總外僱人力方面，同樣如表 4 所示，總外僱人力之估計係數為正向，但顯著性檢定結果不顯著，因此代表總外僱人力並不影響農家採用有機農法之比例。

經過傳統迴歸分析後，本研究進行 Moran 檢定 (Moran test for spatial autocorrelation)，由檢定結果可知，Chi-square 統計值為 208.33，檢定結果為顯著 (p 值 < 0.0001)，顯示未考慮空間相關性的傳統迴歸模型會產生偏誤，亦即應將空間相關性的因素納入迴歸分析，並應用空間計量模型分析各解釋變數對有機農法採用率的影響。

四、空間迴歸分析

本研究在空間迴歸分析上使用空間落遲模型及空間誤差模型，分別為表 4 的第三、四欄，以及第五、六欄。空間落遲模型方面，估計出空間落遲係數為 0.927 並為顯著，說明一鄉鎮之稻作農家採用有機農法占比會與鄰近鄉鎮之稻作農家的有機農法採用呈現正向相關的關係，代表當鄰近鄉鎮的稻作農家增加 1% 之有機農法採用率，一鄉鎮稻作農家之有機農法種植面積占比亦會提升約 0.93%。在空間誤差模型方面，空間誤差權重係數估計為 0.347 且檢定呈現顯著，表示在模型中的誤差項部份，具有干擾因子形成的空間自相關。此兩種模型的 Pseudo R^2 分別為 0.327 與 0.431，解釋變異程度皆較傳統迴歸模型高，解釋能力較佳。以下歸納在兩種空間迴歸模型下，影響稻農採用有機農法的影響因子，並觀察解釋變數在模型中是否也有空間自相關的情形。

在經營管理者性別方面，男性經營管理者比例之估計係數皆為負向但不顯著，顯示經營管理者性別並非臺灣稻農採用有機農法之顯著影響因子。但此結果與過往研究如 Burton et al. (1999) 及 Tiffin and Balcombe (2011) 等之研究結果不一致，其結果為性別會影響採用有機農法比例，不過前述研究並未考慮戶內人口特性。而由表 4 所示，15 歲以上戶內人口之男性平均比例的估計係數在兩種空間迴歸模型中皆為正向且顯著，分別為 0.548 及 0.471，表示家戶內男性比例提高時，男性之勞動力可投入戶內之有機農業生產活動增加，因此稻作農家採用有機農法的比例較高。

在經營管理者年齡方面，45 至 64 歲經營管理者比例之估計係數在兩模型下皆為正，且其對於個別顯著性檢定結果為顯著，顯示介於 45 至 64 歲之經營管理者比例為影響家

戶稻作農家採用有機農法之顯著因子，此結果與過往文獻如 Khaledi et al. (2010) 之研究結果一致，該文發現經營者年齡的增長會正向影響農家投入有機農法耕種，至於 65 歲以上人口占比之估計係數並不顯著，即顯示位於 65 歲以上經營管理者比例並非影響稻作農家採用有機農法之顯著因子。在 15 歲以上戶內人口之年齡方面，中年及老年的估計係數結果在兩種模型中正負值雖不同，但檢定結果皆並不顯著，顯示家庭成員之年齡並非稻作農家採用有機農法之顯著影響因子。

而在經營管理者教育程度方面，經營管理者之教育程度為國(初)中、高中(職)比例之估計係數皆為負且檢定顯著。表示國(初)中及高中(職)教育程度占比為稻作農家採用有機農法之顯著影響因子，如同過去文獻如 Sodjinou et al. (2015) 發現教育程度對於種植有機作物機率具有負向影響，然而表 4 顯示經營管理者之教育程度為大專及以上之人口比例並非顯著影響因子，代表經營管理者為大專及以上之教育程度並不會影響該農戶是否採用有機耕作。此結果則與過往研究如 Koesling et al. (2008) 及 Uematsu and Mishra (2012) 之分析結果較不一致。在 15 歲以上戶內人口教育程度方面，從表 4 可知，戶內人口在各教育程度平均占比之估計係數檢定結果大多不顯著，僅在空間誤差模型中，家戶教育程度為高中之占比估計係數為 0.375 且檢定上於 90% 信心水準呈現顯著。顯示在空間落遲模型下，稻作農家是否採用有機農法並不受到家庭成員之教育程度影響；在空間誤差模型下，家戶教育程度為高中之占比對農家有機農法的採用有正向影響。

另外在經營管理者從事自家農牧業工作日數方面，自兩空間迴歸模型結果來看，相較於工作日數為 29 日以下者，工作日數為 60 至 149 日，以及工作日數高於 180 日者皆為正向且顯著，且可發現工作日數越高，其估計出的係數值越大。但在工作日數為 30 至 59 日、90 至 179 日的級距內，估計結果並不顯著，表示雖然農家的經營管理者從事自家農牧業之工作日數為稻農採用有機農法之顯著影響因子，但在不同區間內的影響效果會有所差異。由不同工作日數之顯著估計係數觀察，可發現隨著工作日數上升，增加採用有機農法的效果越大，可能因長期從事農牧業工作後，對於各方面皆能處理得宜，便可開始思考是否納入不同型態之耕種方式。

在 15 歲以上戶內人口從事非農牧業工作方面，從事農牧業工作平均比例之估計係數為正向且檢定結果顯著。由此可見戶內人口中非農牧業工作比例為影響稻農採用有機農法之重要因素。

在農場特徵之總耕地面積及平均總外僱人力方面，表中結果顯示，前者之估計係數為接近於零，而後者之估計係數在兩模型中為 -0.004 ，但兩者所呈現之檢定結果皆為不顯著，顯示總耕地面積及平均總外僱人力皆非影響臺灣稻作農家採用有機農法之顯著因子，與過去研究中 Koesling et al. (2008) 及 Mala and Maly (2013) 認為土地面積大小會影響有機農法採用之結果不一致，亦與 Kallas et al. (2010) 認為勞動力多寡會影響有機農法採用比例之分析結果不同。然在前面提到稻作農戶有機農法採用率之空間聚集時，可見北部的有機農法採用率在臺灣各鄉鎮中偏高，在此可排除北部農民是因經營規模較小影響有機農法採用之可能性。

在空間迴歸模型中，亦將解釋變數之空間相關性納入模型中控制（表 4 中 W 空間落遲項部分）。自結果來看，主要經營者的教育程度為高中（職）、全年工作日數、以及家戶之非農工作者占比，其空間落遲係數皆為顯著，代表有空間自相關之現象，證實解釋變數的空間相關性納入模型設定之必要性。

五、部分有機採用之空間計量分析

由於部分農家並未達到有機之程度，但亦有採用對環境友善之作法（不使用化學肥料或不使用合成農藥）。故本研究在此節針對部分有機的採用率進行延伸分析與比較，同樣使用傳統迴歸模型、空間落遲模型及空間誤差模型估計其影響因子，如表 5 所示。同時，也利用 Moran 檢定，確認各鄉鎮部分有機採用率之空間相關性，得到 Chi-square 統計值為 54.74，檢定結果顯著（ p 值 < 0.0001 ），代表部分有機採用率存在空間自相關性，與前述有機採用率一樣具有空間聚集的特性，故應利用空間計量模型進行實證分析。

在表 5 所呈現之結果中，可發現顯著因子僅有經營管理者的工作天數介於 90 至 149 日以及 150 至 179 日之比例、戶內成員為男性之平均比例，以及家戶成員從事非農牧業工作之平均比例為部分有機採用率之顯著影響因子，且在三種模型中呈現顯著的解釋變數皆相同。當經營管理者的工作日數為 90 至 149 日以及 150 至 179 日之比例越高，部分有機的採用率越高；當戶內成員之男性比例越高，部分有機採用率越低；當戶內成員從事非農牧業工作比例越高時，部分有機採用率越高。在此三者中，戶內成員的性別比例造成之影響方向與有機採用率分析結果相反，可能代表部分有機之採用，相較於有機採用，並不需要太多的男性勞動力，故而產生這樣的結果。

在解釋變數的空間落遲係數部分，可發現主要經營者的年齡為 45 至 64 歲、全年工作日數大於 250 日、家戶成員的男性占比、年齡特徵，在空間自相關性皆呈現檢定顯著，雖顯著之變數與前面討論有機農法採用並不完全相同，但仍代表解釋變數的空間自相關性應納入模型控制。另外，從表 5 最下方部分，三種模型之判定係數 (R^2) 之數值都偏低，可見在部分有機採用上，三種模型之整體解釋能力較為不足。而從部分有機採用率的空間計量模型結果中，空間落遲係數呈現顯著，但空間誤差權重係數卻不顯著，證實在分析部分有機採用比例時，的確應將空間鄰近關係納入考量，但空間誤差模型的設定較不適用。

表 5 迴歸模型估計結果—部分有機農法採用

變數名稱	傳統迴歸模型		空間落遲模型		空間誤差模型	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
經營管理者人口特徵						
Male	-0.040	0.07	0.053	0.07	0.056	0.07
Age_45-64	-0.060	0.17	-0.035	0.16	-0.052	0.16
Age_above 65	-0.132	0.19	-0.163	0.19	-0.150	0.18
Junior high	-0.195	0.13	-0.082	0.13	-0.087	0.13
Senior high	0.046	0.12	0.063	0.12	0.026	0.12
College & above	0.250	0.15	0.126	0.15	0.117	0.15
Day_30-59	0.047	0.05	0.055	0.05	0.048	0.05
Day_60-89	0.018	0.05	0.025	0.06	0.027	0.06
Day_90-149	0.101 *	0.06	0.104 *	0.06	0.104 *	0.06
Day_150-179	0.155 *	0.08	0.178 **	0.09	0.160 *	0.08
Day_180-249	0.077	0.09	0.081	0.09	0.054	0.08
Day_above 250	0.169	0.12	-0.030	0.12	0.025	0.12
戶內 15 歲以上人口特徵						
HH_male	-0.310 ***	0.12	-0.288 **	0.12	-0.278 **	0.11
HH_middle_age	0.133	0.13	-0.007	0.13	0.148	0.12
HH_old	0.099	0.18	0.161	0.19	0.192	0.18
HH_junior high	0.016	0.19	-0.105	0.19	-0.162	0.18
HH_senior high	0.023	0.17	-0.081	0.17	-0.047	0.17
HH_college & above	-0.099	0.20	-0.013	0.20	0.019	0.20
HH_nonagri	0.246 ***	0.08	0.132 *	0.07	0.127 *	0.07
農場特徵						
Land	<0.000	0.00	>-0.001	0.00	>-0.001	0.00
Worker	0.001	0.00	-0.002	0.00	-0.001	0.00
Cons	0.151	0.18	0.184	0.19	0.125	0.18
W 空間落遲項						
Male			-0.210	0.19	-0.068	0.18
Age_45-64			-0.475	0.37	-0.717 *	0.37
Age_above 65			-0.267	0.51	-0.402	0.52

表5 迴歸模型估計結果—部分有機農法採用(續)

變數名稱	傳統迴歸模型		空間落遲模型		空間誤差模型	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
Junior high			-0.241	0.41	-0.401	0.42
Senior high			-0.366	0.39	-0.236	0.40
College & above			-0.616	0.42	-0.292	0.42
Day_30-59			-0.073	0.12	-0.029	0.12
Day_60-89			-0.040	0.12	0.017	0.12
Day_90-149			-0.146	0.14	-0.087	0.14
Day_150-179			-0.261	0.22	-0.107	0.22
Day_180-249			-0.245	0.24	-0.086	0.23
Day_above 250			0.391	0.37	0.748 **	0.36
HH_male			0.605 *	0.37	0.211	0.35
HH_middle_age			0.578 *	0.35	1.081 ***	0.33
HH_old			0.054	0.49	0.055	0.50
HH_junior high			0.196	0.54	0.070	0.55
HH_senior high			0.340	0.49	0.121	0.49
HH_college & above			0.595	0.50	0.392	0.51
HH_nonagri			-0.284	0.20	0.107	0.18
Land			<0.000	0.00	0.000	0.00
Worker			0.006	0.01	0.006	0.01
Partial organic			0.828 ***	0.19		
e.Partial organic					0.144	0.11
樣本數	323		323		323	
R ²	0.152					
調整後的 R ²	0.093					
Pseudo R ²			0.173		0.282	

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***分別代表在10%、5%、及1%之顯著水準下達到顯著。

伍、結論

本研究探討稻作農家採用有機農法之影響因子，使用空間自相關分析觀察採用有機農法採用率是否具有空間聚集情形，並且通過迴歸模型探究影響種植有機稻米比例之顯著因子。在空間自相關分析方面，無論是透過地理分布圖或通過全域型空間自相關指標 Moran's I 檢定結果，可知臺灣鄉鎮在有機農法採用率上有空間聚集情形，此結果說明採用有機農法之空間分佈具有差異，須將空間關係納入考量。且在空間計量模型之結果中，空間落遲係數、空間誤差係數皆為顯著，顯示地理上空間連續性之影響。

由三種模型之分析中，可知影響臺灣稻農有機農法採用的影響因子有經營管理者之年齡、教育程度、全年工作日數，以及戶內成員之性別比例、教育程度及工作性質。傳統迴歸模型與空間計量模型之結果有些許不同，首先在經營管理者方面，教育程度之估計結果進行檢定時，傳統模型中僅國(初)中之教育程度為負向顯著，但在空間落遲模型下，教育程度為國(初)中、高中(職)皆為負向顯著影響。而在戶內成員之人口特徵上，傳統迴歸模型顯示家庭成員之教育程度會對有機農法採用有所影響，但在兩種空間模型中，檢定上並非完全一致的檢定顯著性結果。

本研究納入經營管理者以及 15 歲以上戶內成員之人口特徵進行分析，由分析結果可知，戶內成員之性別比例會影響有機農法採用，經營管理者之性別對於採用有機耕作卻無影響。經營管理者之年齡亦為顯著影響因子，而戶內成員之年齡特性卻無。推測經營管理者年齡越大，從農經驗越多，較有能力採用有機農法；而戶內成員之男性比例越高，可幫助家中之有機耕作事務，進而使有機農法的採用率較高。由教育程度觀之，經營管理者的教育程度對於有機耕作的採用有顯著影響，但戶內成員之教育程度在三種模型中並無一致的顯著性結果。同時，即使在傳統迴歸模型中教育程度估計檢定皆有顯著性，但經營管理者的教育程度越高，有機農法的採用率越低；戶內成員之教育程度越高，有

機農法的採用率卻會越高。

根據本研究結果，對於有機農業相關政策之制定及後續研究提出以下建議：

1. 臺灣約於 1995 年左右開始推行有機農業，其後陸續推出多項與有機農業相關政策，政府於 2013 年起推動休耕地活化政策，對於種植有機作物之農民給予每公頃 15,000 元之補貼，但須於取得有機驗證後，才可申請補貼，並於驗證取得後之前三年給予加強輔導；而在 2018 年度推出對地綠色環境給付計畫，整合稻穀保價收購及休耕地活化政策，不僅增加補貼金額，提高農民採用有機農法之誘因，更能滿足友善環境及永續發展之目標，通過認證或登錄者，亦可依據有機及友善環境耕作補貼要點額外申請補貼；此外，政府亦針對有機農業推出有機專法—有機農業促進法，以促進我國有機農法發展 (林美華等，2013；行政院，2018；王秀慧，2018)。然而，仍有部分建議可提供政策制定者參考。本研究建議政策制定者可由有機採用率較高的聚集區域 (如北北基地區及宜花地區) 加強投入有機農業之宣導，以提升農民採用有機農法之意願，使其對於鄰近區域產生影響，有助於鄰近地區亦採用有機農法進行耕種，最終可使有機採用率較高的聚集區域範圍逐漸擴大，提升整體有機農法之採用；不過亦可於有機農法採用率較低的聚集區推出不同對策，於中南部地區嘗試推動有機農業，除了加強宣導外，更要提高補貼金額，增加此區域農民投入有機農業之誘因，進而影響鄰近地區有機農法採用比例，將此聚集區之有機農法採用率提高。
2. 在對地綠色環境給付計畫中實施地產地銷部分，行政院 (2018) 提及將輔導有機農場與通路業者合作，此處進行輔導之有機農場亦可參考空間聚集分佈結果，針對有機農法採用較普遍之區域進行實施，因此區域之有機農場較多，便更能確實施行地產地銷計畫，同時，進而影響鄰近地區之有機農場也加入計畫中，與通路商進行合作，增加有機農民與消費者之連結，反之，若為採用有機農法比例較低之地區，有機農場應相對較少，地產地銷可能實施較為困難且規模小，因此應先參照前一段之建議提升此處之有機農業採用比例後，再考慮施行後續各種細項措施。再者，亦可針對空間迴歸分析所得之顯著影響因子推動相對應之政策，如可對於年齡介於 45 至 64 歲之經營管理

者推行相對應之有機農業措施，提升此年齡段農民投入有機農法之誘因，抑或是針對主業為自家農牧業之家戶經營管理者（花費較多時間在從事自家農牧業）較高的補貼或協助，可使政策推廣的效率提高。

3. 當未來進行相關研究時，建議可額外納入不同年份之數據資料，以分析多年之空間聚集情形及影響因素，通過不同年份之比較，不僅有助於觀察在多年之時間跨度下，空間聚集與分散之變化情形，更有利於完善後續政策規劃與制定。其次，雖然本次研究為使用臺灣鄉鎮資料與普查資料結合分析，但仍缺少部分鄉鎮及離島地區資料，日後若能取得這些區域相關數據，便能更完整進行後續研究。另就研究資料尺度而言，本研究所使用之農林漁牧普查資料係以行政區層級之鄉鎮別尺度，未來相關研究可考慮將研究資料尺度由行政區層級式鄉鎮別降至村里層級。
4. 未來相關研究可在分析方法及研究重點上再進一步延伸。由於本次研究主要集中在空間計量分析，然而在家戶資料方面，亦可運用配對樣本分析或是集群分析進行不同面向之研究。再者，未來亦可針對不同有機作物進行研究，將不同有機作物之空間分析結果進行更深入的比較。最後，在過去國內的相關研究中，農民的心理因素（如態度、健康及環境知覺、經濟考量等）是解釋農民有機農法採用行為的重要因子（蔡旻翰，2014；蔡旻翰等，2015），而本研究所使用的農林漁牧普查資料中並無衡量農民心理因素的相關資料，未來相關研究可考慮將農民的心理因素納入以提升模型整體解釋力。

參考文獻

一、中文部分

王秀慧，2018，「有機農業促進法簡介」，農政與農情，314：32-34。(Wang, S. H., 2018, "Introduction to Organic Agriculture Promotion Law", *Agriculture Policy & Review*, 314:

- 32-34.)
- 有機農業生產資訊平臺，2021，統計圖表，取自 <https://oapi.i-organic.org.tw/Statistics.aspx>，檢索日期：2021/06/28。(Organic Agricultural Production Information Platform, 2021, Statistic Chart, Retrieved June 28, 2021, from <https://oapi.i-organic.org.tw/Statistics.aspx>.)
- 有機農業全球資訊網，2019，歷年有機農業統計，取自 <https://info.organic.org.tw/8269/>，檢索日期：2021/03/06。(Taiwan Organic Information Portal, 2019, Organic Agriculture Statistics Over the Years, Retrieved June 28, 2021, from <https://info.organic.org.tw/8269/>.)
- 行政院，2018，對地綠色環境給付計畫－建立農業新典範，臺北：行政院。(Executive Yuan, 2018, Land Green Environmental Benefit Plan-Establishing a New Model of Agriculture, Taipei: Executive Yuan.)
- 行政院人事行政總處，2014，中華民國 104 年政府行政機關辦公日曆表(修正版)，取自：<https://www.dgpa.gov.tw/information?uid=30&pid=4987>，檢索日期：2021/09/25。(Directorate-General of Personnel Administration, Executive Yuan, 2014, Office Calendar of Government Administrative Organs of the Republic of China in 2004 (Revised Edition), Retrieved September 25, 2021, from <https://www.dgpa.gov.tw/information?uid=30&pid=4987>.)
- 行政院農業委員會，2021，農業統計資料查詢，取自 <https://agrstat.coa.gov.tw/sdweb/public/book/Book.aspx>，檢索日期：2021/05/20。(Council of Agriculture, Executive Yuan, 2021, Agricultural Statistics Inquiry, Retrieved May 20, 2021, from <https://agrstat.coa.gov.tw/sdweb/public/book/Book.aspx>.)
- 行政院農業委員會農糧署，2021，109 年 12 月有機栽培農戶數及種植面積概況，取自 <https://www.afa.gov.tw/cht/index.php?code=list&ids=563>，檢索日期：2021/03/06。(Agriculture and Food Agency, Council of Agriculture, Executive Yuan, 2021, General Situation of the Number of Organic Cultivation Farmers and Planting Area in December 2020, Retrieved March 6, 2021, from <https://www.afa.gov.tw/cht/index.php?code=list&ids=563>.)

- 林正木，2016，「影響花蓮地區原住民族農友投入有機農業行為意向之研究」，台灣原住民族研究學報，6：101-133。(Lin, C. M., 2016, "A Study of Influence on Hualien-Yilan Indigenous Farmers' Intention to Adopt Organic Farming", *Journal of the Taiwan Indigenous Studies Association*, 6: 101-133.)
- 林銘洲，2001，「輔導有機米產銷經營」，農政與農情，108：37-42。(Lin, M. C., 2001, "Counseling the Production and Marketing of Organic Rice", *Agriculture Policy & Review*, 108: 37-42.)
- 林美華、莊岳峰與曾玫菁，2013，「休耕農地活化－農地活起來，農業有未來」，農政與農情，247：6-11。(Lin, M. H., Y. F. Zhuang, and M. J. Zeng, 2013, "Revitalization of Fallow Farmland-Farmland is Alive, Agriculture Has a Future", *Agriculture Policy & Review*, 247: 6-11.)
- 胡立諄與賴進貴，2006，「臺灣女性癌症的空間分析」，台灣地理資訊學刊，4：39-55。(Hu, L. C. and J. G. Lai, 2006, "Spatial Analysis of Female Cancers in Taiwan", *Journal of Taiwan Geographic Information Science*, 4: 39-55.)
- 許聖章、李恒綺與楊明德，2016，「台灣農家人力資本與時間配置之分析」，農業經濟叢刊，22：43-98。(Sheu, S. J., H. C. Lee, and M. D. Yang, 2016, "Analysis of Human Capital and Time Allocation of Farm Households in Taiwan", *Taiwanese Agricultural Economic Review*, 22: 43-98.)
- 臺灣有機農業資訊網，2021，有機農場家數，取自<https://epv.afa.gov.tw/>，檢索日期：2021/06/28。(Taiwan Organic Agriculture System, 2021, Number of Organic Farms, Retrieved June 28, 2021, from <https://epv.afa.gov.tw/>.)
- 劉君雅、鄧志松與唐代彪，2009，「臺灣低生育率之空間分析」，人口學刊，39：119-155。(Liu, C. Y., C. S. Teng, and D. P. Tang, 2009, "Spatial Analysis of Low Fertility Rate in Taiwan", *Journal of Population Studies*, 39: 119-155.)
- 賴進貴、葉高華與張智昌，2007，「投票行為之空間觀點與空間分析－以臺灣 2004 年總統選舉為例」，選舉研究，14：33-60。(Lay, J. G., K. H. Yap, and C. C. Chang, 2007, "Spatial Perspectives and Analysis on Voting Behavior-A Case Study of the 2004 Taiwan

- Presidential Election”, *Journal of Electoral Studies*, 14: 33-60.)
- 黃璋如與周孟萱，2009，「以聯合分析法評估有機農產品之驗證政策」，應用經濟論叢，86：69-94。(Huang, C. J. and M. H. Chiou, 2009, “Using Conjoint Analysis to Evaluate the Certification System of Organic Products”, *Taiwan Journal of Applied Economics*, 86: 69-94.)
- 詹滿色與林欣君，2019，「衡量消費者對區域性海洋漁業永續生態標章的需求」，應用經濟論叢，106：1-38。(Jan, M. S. and S. C. Lin, 2019, “Measuring Consumer Demand for Regional Sustainable Eco-labeled Seafood in Taiwan”, *Taiwan Journal of Applied Economics*, 106: 1-38.)
- 蔡旻翰，2014，「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」，國立臺灣大學農業經濟學研究所碩士論文。(Tsai, M. H., 2014, *The Determinants and Economic Effects of the Adoption of Organic Farming: An Example of Fuli Rice Farmers in Taiwan*, Master Thesis, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University, Taiwan.)
- 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

- Anselin, L., 1980, *Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures. Regional Science Dissertation and Monograph Series #8*, Ithaca: Cornell University.
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L., 2001, “Spatial Econometrics”, in Baltagi, B. H., ed., *A Companion to Theoretical Econometrics*, 310-330, Oxford: Blackwell Publishing Ltd..

- Anselin, L. and R. Florax, 1995, "Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models: Some Further Results", in Anselin L. and R. Florax, ed., *New Directions in Spatial Econometrics*, 21-74, Berlin: Springer.
- Bjørkhaug, H. and A. Blekesaune, 2013, "Development of Organic Farming in Norway: A Statistical Analysis of Neighbourhood Effects", *Geoforum*, 45: 201-210.
- Boncinelli, F., F. Bartolini, G. Brunori, and L. Casini, 2016, "Spatial analysis of the Participation in Agri-environment Measures for Organic Farming", *Renewable Agriculture and Food Systems*, 31: 375-386.
- Burton, M., D. Rigby, and T. Young, 1999, "Analysis of the Determinants of Adoption of Organic Horticultural Techniques in the UK", *Journal of Agricultural Economics*, 50: 47-63.
- Burton, M., D. Rigby, and T. Young, 2003, "Modelling the Adoption of Organic Horticultural Technology in the UK using Duration Analysis", *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 47: 29-54.
- Kallas, Z., T. Serra, and J. M. Gil, 2010, "Farmers' Objectives as Determinants of Organic Farming Adoption: The Case of Catalanian Vineyard Production", *Agricultural Economics*, 41: 409-423.
- Kamau, J. W., T. Stellmacher, L. Biber-Freudenberger, and C. Borgemeister, 2018, "Organic and Conventional Agriculture in Kenya: A Typology of Smallholder Farms in Kajiado and Murang'a Counties", *Journal of Rural Studies*, 57: 171-185.
- Khaledi, M., S. Weseen, E. Sawyer, S. Ferguson, and R. Gray, 2010, "Factors Influencing Partial and Complete Adoption of Organic Farming Practices in Saskatchewan, Canada", *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 58: 37-56.
- Koesling, M., O. Flaten, and G. Lien, 2008, "Factors Influencing the Conversion to Organic Farming in Norway", *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology*, 7: 78-95.
- Läpple, D. and H. Kelley, 2015, "Spatial Dependence in the Adoption of Organic Drystock Farming in Ireland", *European Review of Agricultural Economics*, 42: 315-337.

- Mala, Z. and M. Maly, 2013, "The Determinants of Adopting Organic Farming Practices: A Case Study in the Czech Republic", *Agricultural Economics*, 59: 19-28.
- Nunthasen, K. and W. Nunthasen, 2019, "Organic Farming Policy Effects in Northern of Thailand: Spatial Lag Analysis", *Advances in Intelligent Systems and Computing*, 769: 297-305.
- Scialabba, N. and C. Hattam, 2002, *Organic Agriculture, Environment and Food Security*, Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- Sodjinou, E., L. C. Glin, G. Nicolay, S. Tovignan, and J. Hinvi, 2015, "Socioeconomic Determinants of Organic Cotton Adoption in Benin, West Africa", *Agricultural and Food Economics*, 3: 1-22.
- Tiffin, R. and K. Balcombe, 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: 579-598.
- Tsai, M. H., Y. C. Chang, T. Y. Yang, and Y. H. Luh, 2021, "Factors Determining Rice Farm Households' Adoption of Organic Farming in Taiwan", *Agronomy*, 11: 2195.
- Uematsu, H. and A. K. Mishra, 2012, "Organic Farmers or Conventional Farmers: Where's the Money?", *Ecological Economics*, 78: 55-62.
- Vroege, W., M. Meraner, N. Polman, H. Storm, W. Heijman, and R. Finger, 2020, "Beyond the Single Farm - A Spatial Econometric Analysis of Spill-Overs in Farm Diversification in the Netherlands", *Land Use Policy*, 99: 105019.
- Wollni, M. and C. Andersson, 2014, "Spatial Patterns of Organic Agriculture Adoption: Evidence from Honduras", *Ecological Economics*, 97: 120-128.

Spatial Econometric Analyses of Organic Farming Adoption: The Case of Agricultural Census Rice Farm Households

Ting-Ya Yang*, Yun-Cih Chang**, and Yir-Hueih Luh***

Abstract

Under the notion of environmental-friendly and sustainable development, organic farming is gaining traction worldwide. In Taiwan, farmland allocated to organic farming has grown rapidly, up to 1.37% by 2020. Among different crop categories, rice has taken the largest share during the past two decades. Drawn from the 2015 Agriculture Census data at the township level, this study analyzed the determinants of the adoption rate of organic farming for rice farm

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

** Department of Agricultural Economics, National Taiwan University, PhD student. Co-first Author.

*** Department of Agricultural Economics, National Taiwan University, Professor. Corresponding Author. Email: yirhueihluh@ntu.edu.tw. Part of this research is funded by the Ministry of Science and Technology in Taiwan (project number: MOST 109-2410-H-002 -112). Valuable comments from two anonymous reviewers are highly appreciated.

DOI: 10.53106/054696002022060111001

Received November 25, 2021; Revised January 3, 2022; Accepted April 25, 2022.

households in Taiwan. This study departs from the previous research by considering the socioeconomic characteristics of both farm operators and household working population at average township levels. In addition, two spatial econometric models—spatial lag model and spatial error model—are used to deal with the estimation bias resulting from the spatial autocorrelation of organic adoption rates. The spatial autocorrelation index, Moran's I, which is estimated from the global spatial autocorrelation analysis, equals to 0.366, indicating that there are spatial clusters in the township adoption rate of organic farming. Results from spatial econometric analyses suggest that, the proportion of major operators at different age groups, educational levels and workday groups are the major determinants of township-level adoption rates. In addition, working-age members' gender ratio, proportion of different educational levels and portion of non-agricultural workers also explains the variations in organic adoption rate. This study provides essential references for policy design aiming at organic agriculture development in the future, which thus enhances the efficiency of organic agriculture development.

Keywords: Organic Farming, Township Adoption Rate, Spatial Autocorrelation, Spatial Econometrics, Agriculture Census Data, Rice Farm Households

JEL Classification: Q12, Q15, Q52