

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 Bioresources and Agriculture

National Taiwan University

Master Thesis

農地零碎化對臺灣農家生產力的影響

The Effect of Farm Fragmentation on Farm Household

Productivity

林遠綸

Yuan-Lun Lin

指導教授：張宏浩 博士

Advisor: Hung-Hao Chang, Ph.D.

中華民國 112 年 6 月

2023, June





國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

農地零碎化對臺灣農家生產力的影響
The Effect on Farm Household Productivity From Farm
Land Fragmentation

本論文係林遠綸君（學號 R10627001）在國立臺灣大學生農
學院農業經濟學所完成之碩士學位論文，於民國 112 年 6 月 28
日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明

指導教授： 張宏洽 (簽名)

口試委員： 廖坤成 (簽名)

吳佳勳

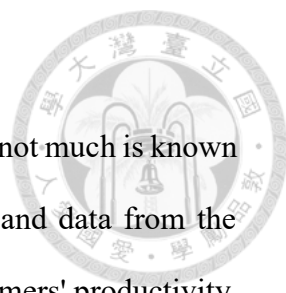
鍾秋悅

摘要

由於農地規模的限制一直是臺灣農業的一大問題，與之而來的農地零碎化的相關議題在臺灣也時常被提及，但卻少有相關研究討論其問題對臺灣農民的影響，因此本研究便想透過計量模型進行實證分析去回答相關的問題。如今臺灣農業生產有超過八成的農民生產規模在一公頃之下，而超過兩公頃的農場僅有不到百分之五，可見如今臺灣大多數農民都屬於小農生產的經營模式，而為鼓勵民眾提升生產規模，政府也推出小地主大專業農政策，補貼離農地主以低價出租土地給與其他農民，並鼓勵青農、高學歷的大專業投入農業市場，並且在政策中也有降低農地零碎化的意識，因此在媒合地主與農民時會盡量使其耕作農地在相同地區以降低農地零碎的情況。而本研究參考多篇外國文獻並利用主計處的農牧戶普查資料進行相關研究，本文發現農地規模在不同水準下農家土地零碎化對農家生產力會呈現 U 型關係，大約在土地零碎指標為 0.5 時農家生產力最低，若繼續分割後農家生產力反而會有所提升，而這也說明了在進行農地分割的決策時，平均分割會降低其帶來的負面效果，在土地零碎化指標所示當指標小於 0.5 時代表其分割模式是有明顯較大的地塊以及多塊較小地塊組成，這時的生產力衝擊會較平均分割嚴重，可能原因是平均分割能藉由生產多種作物分散風險提升農民收益。將樣本分為不同作物進行分析時，發現此時政府補貼生產的政策會在比較不同產業時出現相關影響，尤其是受對地綠色補貼的稻米以及雜糧類作物會因為相關補貼使得土地零碎化的影響消失甚至因為分割農地能夠配合補貼進行生產獲得更高的收益。由以上可見對農民而言土地零碎化雖然在生產上會有負面效果，但卻也能配合多元的生產決策創造收益。

關鍵詞：土地零碎化，生產規模，農家生產力，二元固定效果模型，農業政策

Abstract



Land fragmentation is a significant issue in Taiwan's agriculture, but not much is known about its impact on farmers. This study uses econometric models and data from the Census of Agriculture to analyze how land fragmentation affects farmers' productivity. The results of the analysis reveals a U-shaped pattern between agricultural land fragmentation and farmers' productivity across different land scales. Farmers' productivity is lowest when the land fragmentation index is around 0.5. However, further subdivision of land can lead to better productivity. This suggests that average fragmentation can mitigate the negative effects, as a fragmentation index below 0.5 indicates larger and multiple smaller land plots, which have a more severe impact on productivity. This may be due to the fact that average fragmentation allows for risk diversification and increases income through the cultivation of multiple crops. When examining different crop industries, government subsidies for production play a significant role. In particular, subsidies like the Green Subsidy have a diminishing or even positive effect on profits when comparing rice and miscellaneous crops. In conclusion, while land fragmentation negatively affects farmers' productivity, it also offers opportunities for diverse production decisions and income generation.

Keywords : Land fragmentation, Production scale, Farm household productivity, Binary fixed effects model, Agricultural policies

目 錄



摘要.....	i
Abstract.....	ii
目 錄.....	iii
圖 目 錄.....	iv
表 目 錄.....	v
第一章 緒論	1
第一節 研究動機.....	1
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究流程.....	4
第二章 文獻回顧與簡介	7
第一節 農地零碎化的概念及不同定義.....	7
第二節 農地零碎化對農業生產的影響.....	8
第三節 臺灣現今對產值以及生產規模造成影響之相關政策.....	9
第四節 文獻及政策回顧之發現.....	14
第三章 資料介紹	16
第一節 農林漁牧普查介紹.....	16
第二節 農戶牧普查資料介紹.....	18
第三節 資料處理過程.....	20
第四節 指標定義及變數篩選.....	24
第五節 敘述統計.....	27
第四章 實證分析模型	40
第一節 二元固定效果模型.....	40
第二節 總樣本模型設計.....	42
第五章 實證結果	43
第一節 未分組之全樣本模型迴歸結果.....	43
第二節 依不同作物經營類型分組之樣本模型迴歸結果.....	68
第三節 迴歸結果總結.....	116
第六章 結論與建議	119
第一節 結論.....	119
第二節 研究限制與未來研究方向.....	123
參考文獻	124
中文部分.....	124
英文部分.....	124

圖目錄



圖 1-1 農地面積與生產力關係散布圖	2
圖 1-2 本研究之研究流程圖	6
圖 3-1 農牧戶普查資料處理過程	23
圖 3-2 農地面積次數分配散布圖	30
圖 3-3 兩公頃以下農地面積次數分配散布圖	30
圖 3-4 農地面積與生產力關係散布圖	31
圖 3-5 除畜牧業及食用蕈菇業外之農地面積與生產力關係散布圖	32
圖 3-6 土地零碎化指標與生產力關係散布圖	35
圖 3-7 農地面積與土地零碎化指標關係散布圖	35
圖 3-8 農地面積與農用設施投入關係散布圖	36
圖 3-9 土地零碎化指標與農用設施投入關係散布圖	37
圖 3-10 農地面積與農藥投入關係散布圖	37
圖 3-11 土地零碎化指標與農藥投入關係散布圖	38
圖 3-12 農地面積與勞力投入關係散布圖	39
圖 3-13 土地零碎化指標與勞力投入關係散布圖	39
圖 5-1 土地零碎化指標對生產力在不同農家規模水準之關係	49
圖 5-2 土地零碎化指標對農用設施投入在不同農家規模水準之關係	55
圖 5-3 土地零碎化指標對農藥投入在不同農家規模水準之關係	61
圖 5-4 土地零碎化指標對勞力投入在不同農家規模水準之關係	67

表 目 錄



表 2-1 轉（契）作、稻作及生產環境維護措施	12
表 3-1 變數定義及敘述統計	28
表 3-2 樣本以作物分類之敘述統計	33
表 5-1 其他變數對生產力之總樣本估計結果	46
表 5-2 農家生產規模及土地零碎化指標對生產力之總樣本估計結果	49
表 5-3 其他變數對農用設施投入影響之總樣本估計結果	52
表 5-4 農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入影響之總樣本估計結果	55
表 5-5 其他變數對農藥投入影響之總樣本估計結果	58
表 5-6 農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入影響之總樣本估計結果	61
表 5-7 其他變數對勞力投入之總樣本估計結果	64
表 5-8 農家生產規模及土地零碎化指標對勞力投入影響之總樣本估計結果	67
表 5-9 農家生產規模及土地零碎化指標對生產力之各作物經營類型樣本估計結 果.....	79
表 5-10 農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入之各作物經營類型樣本 估計結果.....	91
表 5-11 農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入之各作物經營類型樣本估計 結果.....	102
表 5-12 農家生產規模及土地零碎化指標對勞力投入之各作物經營類型樣本估計 結果.....	113

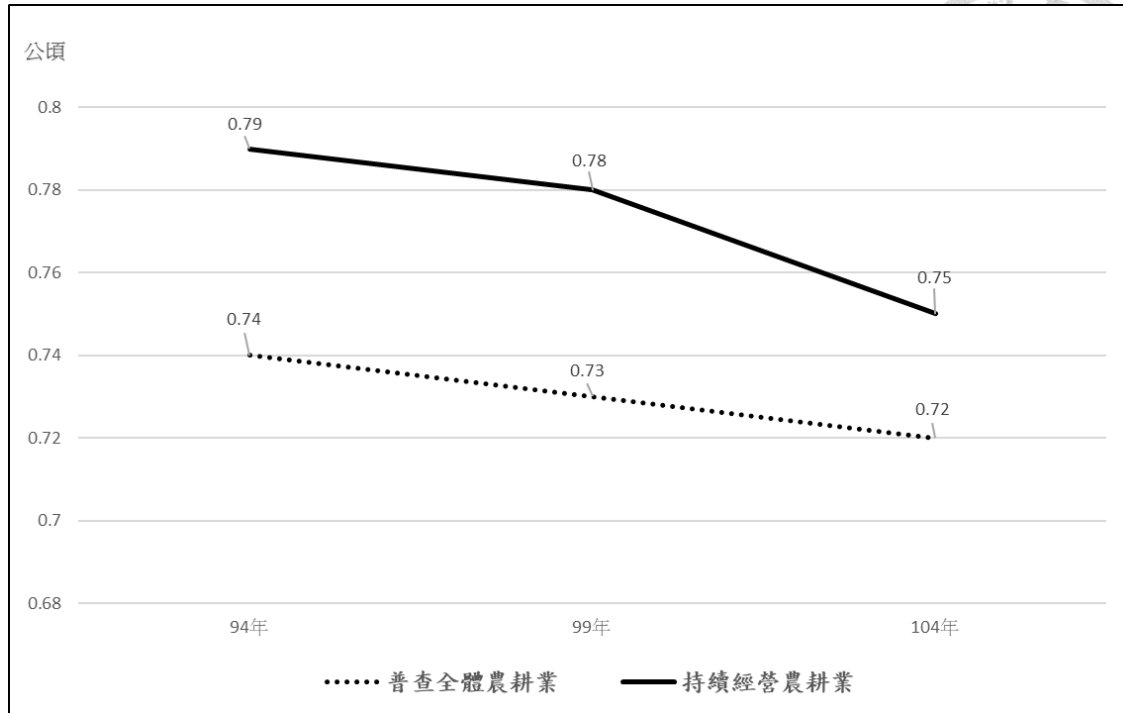
第一章 緒論



第一節 研究動機

臺灣農業發展從 1950 年代開始引進新技術，到 1960 年代臺灣的農業部門生產逐步能夠達到自給自足的程度，但隨著時代持續發展，臺灣產業逐步朝高科技產業轉型，以及加入世界貿易組織之後面臨國際貿易的競爭，讓臺灣農業面臨許多尚待解決的問題。其中一項便是小農經營調適問題，在國際貿易之下具有競爭優勢的農產品進入臺灣市場，而我國如今的農業經模式則大多為小農家庭式的生產方式不利規模經濟，產品在價格上無法與國外高效生產的農產品競爭，因而導致小農面臨生存風險（行政院農業委員會，2000）。

在農業上要達到規模經濟最主要的生產要素便是土地面積，而這也恰巧是臺灣農業發展的一大難點，臺灣眾所皆知地狹人稠，在土地面積有限情況下隨著社會的發展各地區都開始了都市化，在都市化的過程中也同時減少了可以耕作的土地。根據廖安定和魏碧珠（2006），在當年臺灣農戶的平均生產規模僅有 1.1 公頃，相較於全歐盟平均數的 18 公頃、美國 207 公頃的平均規模，臺灣農業的生產成本明顯不佔優勢。根據周怡伶（2020）利用農牧戶普查資料進行農家經營情況的報告中所示，臺灣農家平均經營規模逐年降低，其中有持續在經營的農家雖然經營規模皆大於總樣本，但其規模縮減幅度卻比總樣本劇烈，如下圖 1-1 所示，臺灣農民在總樣本中平均經營規模從 94 年的 0.74 公頃一直到 104 年的 0.72 公頃逐年遞減，平均每五年降低 0.01 公頃的規模，而有持續經營的農家則是從 94 年的 0.79 公頃降低至 104 年的 0.75 公頃，其中 99 年至 104 年期間突然降低了 0.03 公頃，而農家平均經營規模的持續降低更不利於臺灣推行擺脫小農經濟，因此會想從現況尋找改善農家收益的解方。



資料來源：本研究整理自周怡伶（2020）

圖 1-1 農地面積與生產力關係散布圖

除了農家本身的生產面積不利規模經濟外，農家土地的分割或是土地的分佈零散更是會讓原本就不利於規模生產的情況雪上加霜，進而導致所謂的土地零碎化，而其實土地零碎化的議題及相關研究在國外已行之有年，但在臺灣卻鮮有相關內容的文獻。雖然土地零碎化在農地相關議題一直有許多討論，但多在討論整體情況，卻沒有更深入討論個別農家的研究，並解答到底土地零碎化是否對臺灣農家生產有所影響。就前段的內容比較，可能國外農家的生產規模較大，當個別農家出現土地零碎化的情況時，其生產表現會較其他農家有較明顯的衝擊，而臺灣大部分的農家生產規模都非常小，土地零碎化是否會出現一樣的效果會是本研究想探討的一大重點。

除此之外如今能夠參考的國外文獻所使用的資料大多樣本數小、區域範圍僅涵蓋單一鄉鎮或農村，以及作物種類單一，而本研究所使用之行政院主計總處的農牧戶普查資料則涵蓋了臺灣全國的農業狀況，因此本研究能利用樣本的多樣性進一步探討土地零碎化對臺灣農家生產力有什麼樣的影響。並試圖回答在臺灣整

體農業現況下不同規模的農家土地零碎化對其生產力的影響，以及不同農作物的產業間土地零碎化是否會對生產力出現不同的效果。

綜合以上內容本研究之所以選定農地零碎化對農家生產力的影響進行研究主題，主要來自以下幾點：

1. 臺灣農地零碎問題一直被許多研究以及政府報告所提及，但主要聚焦在臺灣整體農業現況，且幾乎沒有相關數據實證的研究結果，正因缺乏相關研究因此這個議題的數據實證結果更具討論意涵。
2. 國外許多文獻與臺灣的討論觀點不同，以農家為單位進行探討，而臺灣農家的生產規模相較於這些文獻的研究的國家平均生產規模有明顯差距，那麼以臺灣一直提倡小農生產、精緻農業等生產模式下，土地零碎化是否會對臺灣農家的生產有不同的影響，是本研究定題的一大動機。
3. 由於臺灣的農林漁牧普查行之有年，因此本研究有非常全面的資料能夠利用，與目前所查閱到的文獻相比，過往文獻資料通常在區域或種植作物間缺乏多樣性，因此本研究會想知道如果考慮這些因素，是否能夠更精確的捕捉土地零碎化在農家生產中帶來的影響。

第二節 研究目的

本研究針對土地零碎化及農家生產規模如何影響農家生產力進行研究，主要分成兩大項目分別是土地零碎化及農家生產規模對單位面積產值的影響以及土地零碎化及農家生產規模對農家在農用建設、農藥施用以及人力等要素投入的影響，並進一步針對不同作物類別進行分析探討不同作物是否在規模生產上有不同的效果。

為了回答研究問題，首先需要先明確訂定土地零碎化究竟為何，並且對其進行量化。其次本研究以決定使用行政院主計總處的農牧戶普查資料進行，那麼便需要針對龐大的資料進行整理以及初步了解感興趣的變數在原始資料中的情況。後續便是根據資料情況建構出合適的實證模型進行分析，整理出實證結果，最終

根據實證結果回答本研究的研究問題。

本研究具體研究目的如下所示：

- 一、利用文獻回顧說明農地零碎化的衡量方式以及本研究的衡量指標。
- 二、由於本研究使用的是普查資料相較過往研究在農作條件上資料更加多元，因此需要考慮更多面向所以在過往文獻的基礎上將各類作物單獨建立模型進行分析再與總樣本進行比較，以其從中獲取個別作物效果。
- 三、利用資料視覺化分析將總樣本及個別作物樣本進行初步分析，探討土地零碎化指標、農地面積對農家生產力以及農家投入要素的影響。
- 四、建構合適之模型對各樣本進行分析主要探討土地零碎化指標、農地面積是否對農家生產力以及投入要素的決策有顯著影響，比較各作物經營型態之間的差異並探討其原因。
- 五、綜合所有結果回答土地零碎化如何影響臺灣的農業生產，以及不同作物產業間影響生產力及投入要素決策的因素有何異同等兩項問題。

第三節 研究流程

本研究將藉由六個章節來達成上節所述之研究目的，前兩章主要為參考過往的報告以及文獻，從而瞭解研究相關議題的內容以及該議題在臺灣之現況。第一章為緒論共分三節，第一節會描述本研究之研究動機以及相關背景，第二節則針對本研究在論文中期望達到的研究目的進行條列式的說明，第三節則是結合第二節的目標說明各目標會在哪一章節被達成。

第二章為文獻回顧，這一章節分為四個部分第一節針對各文獻中探討土地零碎化現象所使用的各種指標進行回顧，第二節則是針對農地零碎化對生產力之影響進行回顧及討論各種情況，第三節則是針對會影響農家生產力以及農地生產規模的政策做相關說明。最後根據前三節的內容結合第一章所發現的臺灣農地利用現況做文獻總結，並預期在研究時可能在數據中發現的現象以及原因。

三至五章則為實證分析的流程包含資料處理、模型建構以及最後的實證結果

以及針對結果進行說明。第三章為資料說明共分三節，第一節及第二節將針對本研究所使用的資料內容以及來源進行說明，第三節則會針對資料的處理過程進行說明，並且根據普查資料的問卷情況說明對各變數處理方式的原因，第四節說明選擇納入研究的變數以及原因，並且針對土地零碎化以及各項被解釋變數的指標構建進行描述，最後第五節則是針對敘述統計說明資料概況並利用資料視覺化進行初步分析。

第四章為實證分析模型，會將建構模型的基礎以及本研究建構模型的流程進行詳細描述，針對模型原理以及方程式進行分兩段討論。第一段會針對本研究使用之模型的基礎原理以及沿革進行說明，第二段則是針對資料應用上最終如何建構模型進行更仔細的描述。

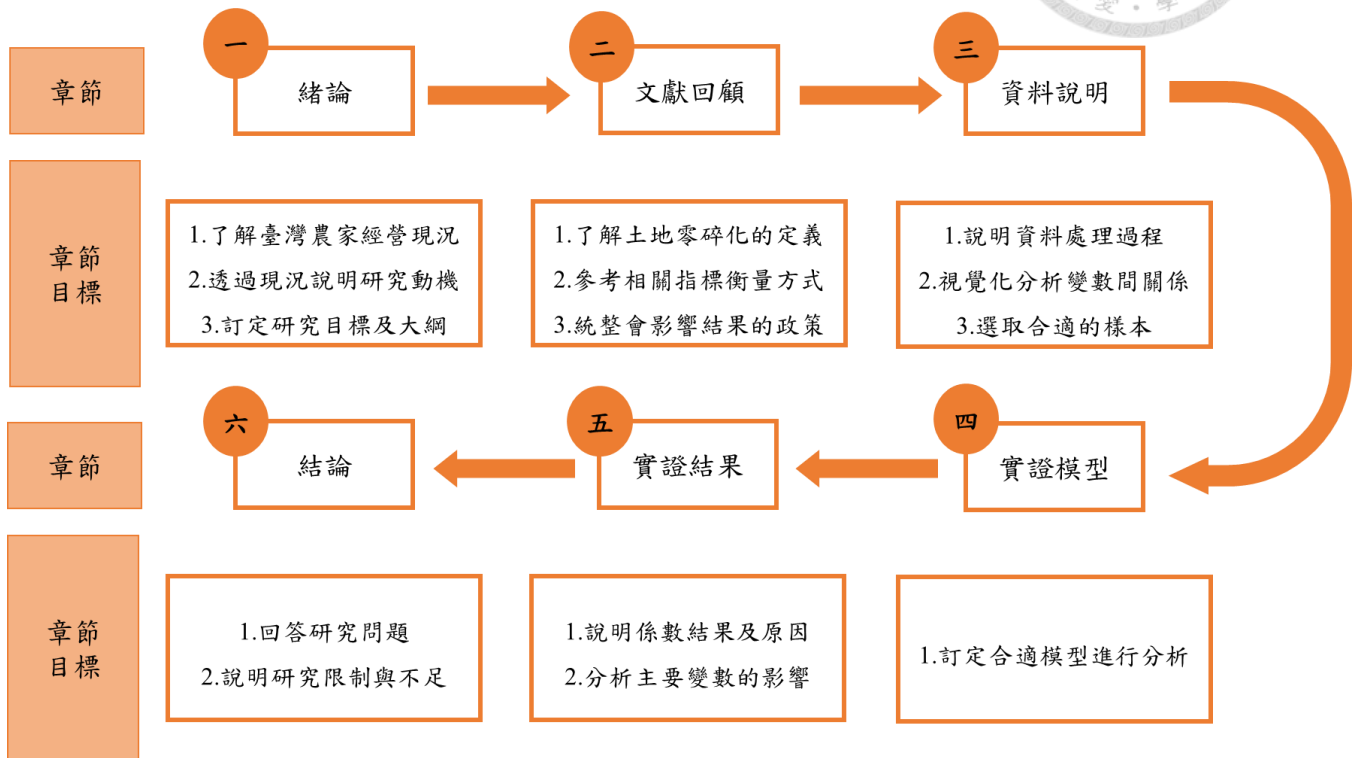
第五章為實證結果，該章節會分成三節分別講述總樣本以及各項作物分類樣本的模型迴歸結果，之後進行係數以及顯著程度的說明以及探討其彼此間差異形成或是與過往文獻結果不同的原因。在第一節中會針對生產力、設施投入、農藥施用以及勞力投入等四項目標進行迴歸分析，進而獲得臺灣農家整體在生產上的決策概況，並且利用三維圖形去探討兩項主要變數，土地零碎化以及農地規模的交互影響，而第二節在同樣四項被解釋變數的迴歸分析下，各依作物類別分為九組，企圖縮小各樣本在各類作物上的生產模式差距獲得各農產間更加準確的結果並在小節中針對九組迴歸分析間進行整合發現其異同，然後根據臺灣相關政策或是過往文獻結果推估個別作物產業的實證結果產生異同的原因，最後將兩節的結果統整針對其中土地零碎化以及農地規模的影響進行總結。

最後第六章為結論與建議，將會就實證結果的內容統合併討論未來能以這些結果延伸的研究方向，主要分為兩節。第一節會主要針對本研究之文獻內容以及兩種樣本結果間的分析進行總結，為臺灣農業在生產的農地整合上進行討論及建議，試圖回答在臺灣農業的現況下該如何進行農地的利用，並且各作物間是否需要不同的農地耕作策略。第二節則是就本研究在研究中發現有趣的結果，或是

遇到的問題進行說明並提出以供未來對相關研究有興趣的研究者能有延伸的研究以及改進。



以下圖 1-2 為本研究之研究流程圖：



資料來源：本研究自行繪製

圖 1-2 本研究之研究流程圖

第二章 文獻回顧與簡介



第一節 農地零碎化的概念及不同定義

地狹人稠農地面積小不利於規模生產，一直是臺灣在研究農業問題時時常提到的問題。一直以來土地零碎化的概念時常被提出並以不同的觀點進行研究，在目前現有的文獻中土地零碎化根據農地零碎化 (land fragmentation) 以及農家土地零碎化 (farm fragmentation) 上有不同的定義。

Ntihinyurwa and de Vries (2020) 的研究就將許多現有文獻中所探討的土地零碎化的概念進行整理並羅列出來，目前對於土地零碎化在農地零碎化的研究包含農地的分割 (Bentley, 1987; Kadigi et al., 2017)、所有權的細分 (Farmer, 1960; King and Burton, 1982)。農家土地零碎化的研究包含了農場擁有所有土地劃分的零碎化 (Blarel et al., 1992)、農場土地分布的距離的疏密 (Sorbi, 1952; Farmer, 1960; Sanderatne, 1972; King and Burton, 1982; Bentley, 1987; Kadigi et al., 2017)。除此之外還有學者針對一個國家或地區整體農業用地的零碎化進行研究 (Galt, 1979; Brabec and Smith, 2002; Kalantari and Abdollahzadeh, 2008; Sklenicka and Salek, 2008; Vijulie et al., 2012) 以及土地的使用及開發導致土地景觀差異 (Lisec and Pintar, 2005; Muchová and Petrovič, 2010; Farley et al., 2012) 等皆為土地零碎化這項議題的研究範圍。

根據不同的研究方向本研究也將各文獻中所探討的土地零碎化以及農場的零碎進行更詳細的解釋，各項指標解釋如下：

一、農地零碎化

- (1) 農地的分割：單塊農地進行不同的使用或種植不同的作物導致農地在使用上產生分割的情況，在該情況下農地沒有發生法律上的劃分。
- (2) 所有權的細分：為最早其土地零碎化的研究，主要發生於農家繼承，要

將單塊土地分割成多塊，而主要指標為分割後的土地數量、土地形狀的畸零程度等。



二、農家土地零碎化

- (1) 農場擁有所有土地劃分的零碎化：指單一農家所擁有土地的零散程度，在不考慮土地之間距離的情況下，假設兩筆土地之間有明顯分隔，通常使用 HHI 形式的指標，包括 Simmons index 以及 Simpson index，Simmons index 的範圍為 0-1 代表的是農地面積的聚合程度，而 Simpson index 則相反範圍同樣為 0-1 代表的則是農地面積的離散程度。
- (2) 農場土地分布的距離的疏密：指單一農家所擁有土地間的距離，常用指標為農地間距離與面積加權後所得。

三、其他種土地零碎化

- (1) 國家或地區整體農業用地的零碎化：以國家或地區為單位在該區域範圍內之所有農地的離散程度，其指標與農場擁有所有土地劃分零碎化相似。
- (2) 土地的使用及開發導致土地景觀差異：用質化資料拍攝地表情況，評估農地開發後每塊農地間的原始地景留存面積以及分布情況。

綜上所述，土地零碎化是一個重要的農業問題，其涉及多種指標和研究範圍。本研究選擇農場土地所有權的零碎化作為研究指標，有助於深入瞭解農家土地劃分的情況，以期為農業生產提供有效的解決方案。

第二節 農地零碎化對農業生產的影響

我們知道規模生產能提升生產效率降低生產成本，但卻會同時降低單位面積的生產力，所以照理來說農地零碎化令農家單筆土地的耕作面積減小不利規模生產在提升，有許多研究都在針對農地零碎化進行分析，Latruffe and Piet (2014) 的研究就針對農地零碎化對農場績效指標（成本、產量、收入、盈利能力、技術和規模效率）的影響進行分析，最終發現農地零碎化會造成成本的提升並且因不規則的土地形狀會導致收成時的損失，以及不利農場的經營。Wang and Xin (2019)

的研究也指出農地零碎化會提高生產要素的使用成本並且不利機械化生產投入。

但農地零碎化其實不是只有負面影響，Blarel et al. (1992) 就發現在勞力不足的區域，土地零碎有助於農民配合各年現況進行生產，而在其研究中發現盧旺達政府的農地整合計畫最終無法提升農家生產力，反而使得情況惡化。有研究發現農地零碎化有助於農場的生產作物的多樣性，生產者藉由生產多樣化的作物達到分散風險的效果進而增加收入 (Ciaian et al., 2018; Yu et al., 2022)。再者農場規模與生產力之間的負向關係也同樣在說明可能農地零碎化的生產效率較高，儘管有許多研究發現其實農場規模與生產力之間會出現 u-shape 關係，當農場規模大到一定程度後因為機械設備及其他新技術的投入生產力也會有所提升 (Muyanga and Jayne, 2019; Helfand and Taylor, 2021)，但對於小農而言小面積的生產提高單位面積的家戶勞力投入確實有助於提高生產力從而提升農家收入，這點在 Looga et al. (2019) 的研究中也有獲得相關結論，該文獻最終發現土地零碎化與生產力同樣呈現 u-shape 關係，說明土地分割在分割出細碎零散的農地時才會對農家生產力產生無謂的耗損，平均分割使得土地零碎指標上升最終的生產結果不會較單塊農地耕作的結果差。

考量到這些研究的地區、作物類別、耕作地區等條件皆有明顯差異，各個國家甚至各個鄉鎮間可能都會出現不同的結果，歐美國家習慣了規模生產，所以土地的零碎所導致的影響可能會較小農生產為主的亞洲地區大，而本研究所使用的資料相較如今文獻的資料涵蓋的範圍、作物類別都更加多樣化，因此可能出現的結果相信會更加複雜。

第三節 臺灣現今對產值以及生產規模造成影響之相關政策

針對本研究討論的議題中由於個別產業可能會受到政策補貼，進而影響到農家的土地利用決策。小地主大專業農以及綠色環境給付計畫兩項農業政策正是會影響到臺灣農家生產策略以及土地利用政策，而是否因此會影響到土地零碎化對農家生產力以及農家要素投入決策，本研究會藉由不同作物的實證結果進行探討，

而在本節會詳細說明兩項政策的具體內容，以利後續配合實證結果進行分析。

小地主大專業農政策

近年來農業在臺灣的地位日益重要，並且政府也積極推動各項農業相關政策。其中，推動小地主大專業農是政府近期主要的農業政策之一，根據行政院農業委員會（2023）其目標在於調整農業人力結構，促進農業勞動結構年輕化，同時擴大農業經營規模，提高整體農業競爭力。

政府實施的具體措施包括兩種，分別為地主輔導措施以及大專業農輔導措施。地主輔導措施主要是為了鼓勵符合條件的老農將自有農地出租給大專業農耕作，地主每月每公頃可領取老農出租農地獎勵 2,000 元，每人最高上限三公頃，即每年 7.2 萬元。這樣一來地主可以輕鬆脫離經營，同時也能夠為年輕的大專業農提供足夠的耕地，從而增加農業生產效益。

大專業農輔導措施主要是為協助個別專業農民（18~55 歲）、組織型大專業農（如產銷班、合作社（場）、農會或農企業公司），以機械化生產，降低農業經營風險，並提高經營獲利，提供相關輔導措施。其中，大專業農耕作措施獎勵主要是獎勵大專業農承租基期年農地種植土地利用型之具進口替代、外銷潛力或地方特色作物，並給予轉（契）作獎勵。大專業農設備補助則是依據大專業農（不含農企業公司）經營規模及「農糧類小地主大專業農設備補助作業規範」，輔導充實產銷設備及機械化生產，降低人力成本及提升經營效率。除此之外還提供租金優惠以及低利貸款的相關措施個別專業農民最高可貸款一千萬元、組織型大專業農最高可貸款五千萬元，最長 20 年。並且小地主大專業農政策還結合綠色環境給付計畫，在其基礎上對大專業提高補貼以促進臺灣農糧轉作、提升臺灣糧食安全，更加深臺灣農產品在全球貿易下的競爭力（行政院農業委員會，2023）。

綠色環境給付計畫

而在行政院農業委員會（2023）中說明，綠色環境給付計畫旨在促進農作產業結構調整，提升國產糧食供應，維護優良農地資源，以及促進友善環境耕作，

確保農業永續經營。透過這個政策，政府希望鼓勵農民種植多樣化、高附加價值的作物，並協助農民轉型邁向綠色耕作。政府提供給付金，以鼓勵農民在生產糧食的同時，注重綠色環境、保護生態系統，並且提高經營效益。

此外綠色環境給付計畫也重視農業永續經營，透過鼓勵友善環境耕作，降低農業環境污染，同時減少對環境的負面影響。政府提供的資金，也可用於補貼農民購買新式農機具、設備，以提高農業生產效率。

政策措施包括：

(1) 實施農業環境基本給付，維護優良農地資源：

給付的對象是非都市土地中的特定農業區、一般農業區內的農牧用地，且必須維持農糧作物生產使用。此外申請給付還需要依據本計畫相關規範申報種植作物，如種稻、轉作及自行復耕種植登記等耕作措施。如果符合本計畫認定標準，就可以領取給付；反之如果有違反規定者，則不予給付。

在計算給付金額時，農地上不可耕之面積會被扣除並不納入給付範圍。此外如果農民申辦生產環境維護措施，就不會獲得農業環境基本給付。林木、庭園景觀栽植或零星點綴栽植花木造景也不會獲得給付，但短期經濟林除外。而公告辦理缺水停灌補償地區也不會另外給予農業環境基本給付。

給付的標準為每次耕作措施每公頃五千元，全年限申領兩次。透過綠色環境給付計畫的實施，政府希望能夠支持農民經營優質農地，同時也促進友善環境耕作，進而確保農業永續經營。

(2) 獎勵稻田辦理轉（契）作或生產環境維護措施，提升國產糧食供應，與建立合理栽培模式：

針對下列對象，曾經種植稻米、契約蔗作、保價收購雜糧或參加稻米生產及稻田轉作計畫轉作休耕有案之農地，以及申報契作硬質玉米、契作青割玉米、契作牧草及契作高粱的非都市土地特定農業區農牧用地或一般農業區農牧用地（臺灣糖業公司土地除外）。根據下表 2-1 之給付標準，鼓勵種植具進口替代或外銷

潛力性質之契作戰略作物或轉作地方特色作物，每公頃每期作給予 2.5~6 萬元轉（契）作獎勵。同時，農地每年至多得辦理一次生產環境維護給付措施，包括種植綠肥或景觀作物、翻耕、蓄水，給付標準為每公頃 4.5 萬元及 3.4 萬元。

此外政策還推動二期作稻田轉作景觀作物專區，以臺中市、彰化縣、雲林縣、嘉義縣(市)及臺南市之二期稻作區及臺灣高鐵行經桃園市至苗栗縣境內鄉(鎮、市、區)之高鐵軌道沿線左右各 1.5 公里範圍為主要推動區域，並由地方政府結合地區產業文化活動、休閒農業區及旅遊景點等，集中規劃景觀作物專區。

表 2-1 轉（契）作、稻作及生產環境維護措施

單位：元/公頃/次、期作

作物項目		獎勵金額			
		一般農友	大專業農		
轉 (契) 作	契作戰略作物 (具進口替代或 外銷潛力)	非基改大豆(黃豆、黑豆)、硬質玉米	60,000	70,000	
		牧草及青割玉米	35,000	45,000	
		短期經濟林(6 年)	45,000	55,000	
		原料甘蔗	30,000	40,000	
		小麥、蕎麥、胡麻、薏苡、仙草、高粱、綠豆	45,000	55,000	
		油茶	第 1-6 期	45,000	第 1-6 期 55,000
			第 7-8 期	22,500	第 7-8 期 32,500
		毛豆、矮性菜豆	40,000	50,000	
	採種蔬菜(西瓜、青花菜、花椰菜)	30,000	40,000		
地方特色作物	25,000	35,000			
稻作	公糧	依收購公糧稻穀作業要點辦理			
	大專業農種植水稻		20,000		
生產環境維護	種植綠肥、景觀作物	45,000	45,000 (限種綠肥)		
	翻耕、蓄水措施	34,000			
農業環境基本給付		5,000			

資料來源：整理自行政院農業委員會

(3) 實施基期年農地稻作四選三，建立水旱輪作制度及促進稻米供需平衡：

針對兩個期作均符合資格的農地，包括符合前述基期年資格土地的大專業農租賃土地。從民國 110 年第一期作開始，政府實施每期作滾動檢核前三個期作的耕作措施項目，至少需有一次，辦理本計畫之轉（契）作、自行復耕水稻以外作物或生產環境維護措施，當期作（第 4 個期作）始得申報繳交公糧、領取大專業農種稻補貼。此外如果農民已經取得有機、友善耕作、產銷履歷水稻驗證的農地，

則不受限制。

這項政策的目的是為了建立水旱輪作制度，促進農地的永續利用，同時也促進稻米供需平衡。透過讓農民可以選擇耕作水稻以外的作物，或是轉換作物種類，不僅可以增加農地的利用效益，還能減少稻作造成的病蟲害問題，同時進一步推動有機、友善耕作等環保種植方式。

綜合來看，基期年農地稻作四選三，建立水旱輪作制度及促進稻米供需平衡，是臺灣政府為了促進農地永續利用和農民收益發展而實施的重要政策，希望透過此政策，提高農地利用效率，同時也為環保推動做出積極的貢獻。

(4) 推動水資源競用區大區輪作（下稱大區輪作）政策，輔導農民因應氣候變遷調整耕作模式：

實施的區域包括了石門水庫、寶山水庫上坪堰、明德水庫、鯉魚潭水庫下游灌區、石岡壩部分灌區及曾文-烏山頭水庫等水庫灌區。在這些區域內，政府將採用二年一輪的輪值田區方式，並鼓勵農民在第 1 期作時進行旱作或生產環境維護措施。此政策的參加對象為輪值灌區內的農民，且是自由參加，可以根據個人意願自行決定參加與否。對於參加者，政府設立了節水獎勵項目與標準，對於有節水行為的農民，政府將予以獎勵。

雖然政策鼓勵農民進行旱作或生產環境維護措施，但輪值田區仍可種稻。不過，如果是雙期作基期年資格農地，則需要符合稻作四選三的規定。在同一田區內，每年僅能辦理一次生產環境維護措施，並且需要在前一年度或本年度生產環境維護耕作期間前，申報復耕並經勘（抽）查核定有案。

此政策限辦理當年度第一次耕作措施，且申報耕作措施的起始日應於 4 月 1 日以前，結束日則應於 5 月 31 日以後，方可獲得節水獎勵。透過此政策的實施，政府希望能夠輔導農民因應氣候變遷調整耕作模式，並透過節水獎勵鼓勵農民進行節水行為，保護水資源的永續利用。

(5) 推行雲林高鐵沿線特區推動農田轉旱作措施（下稱高鐵特區），協助減緩雲林縣高鐵沿線地層下陷程度：

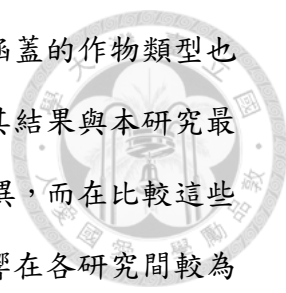
實施區域是高铁沿線左右 1.5 公里內之農地，包括雲林縣虎尾鎮、土庫鎮、元長鄉及北港鎮等地區。首先，對於實行輪作的農民，可依照大區輪作作法獲得給付，以鼓勵農民改種旱作。另外，考慮到原料甘蔗、短期經濟林等屬長期作物，計畫執行期間一年得領取兩次節水獎勵。其次，對於高铁特區內選擇繼續種稻的農民，政策亦提供輔導措施。然而，對於受「小地主大專業農政策」輔導之大專業農，第一期作維持種植水稻者，取消原每公頃兩萬元耕作獎勵金，且亦不得要求申報繳交公糧。此外高铁特區的農民在同一田區每年僅得辦理一次生產環境維護措施（如種植綠肥或景觀作物、翻耕等），且須在前一年度或本年度生產環境維護耕作期間前，申報復耕並經勘（抽）查核定有案。最後，高铁特區限辦理當年度第一次耕作措施，且申報耕作措施起始日應於 5 月 1 日以前，結束日應於 5 月 31 日以後，始核發節水獎勵（行政院農業委員會，2023）。

第四節 文獻及政策回顧之發現

藉由本章文獻回顧本研究希望能借鏡國外現有的研究內容以及方法，從而分析土地零碎化這一項農業問題對臺灣農業會造成甚麼樣的影響。同時考量到臺灣針對農地規模的擴增以及農家生產有相關政策影響，而這些因素是否會影響到本研究最終的結果，也是非常值得討論的議題，因此本節會針對過往文獻中有發現對本研究有所幫助或影響的內容進行統整。

從過往文獻中能發現土地零碎化的研究國外歷經很長的時間，有許多不同的分析指標以及針對不同的農業單位進行分析，而其中本研究在了解相關研究後，認為比較各農場擁有所有土地劃分的指標可能較能回答本研究想討論的議題。因此主要參考了這方面的文獻進行後續研究，同時也了解到相關指標的建構最終使用 Simpson index 作為衡量土地零碎化的標準。

針對與本研究相同想探討土地零碎化對農家生產力影響的相關文獻中，本研



究發現大多文獻都是針對特定鄉鎮或是區域的資料，也因此其涵蓋的作物類型也較單一通常多為相同種類之作物，而這兩點因素就可能會使得其結果與本研究最終的實證結果有所落差，以及這些研究間的結果有存在明顯差異，而在比較這些研究後，本研究發現土地零碎化對投入要素以及要素成本的影響在各研究間較為一致，結論多是土地零碎化會不利生產要素的投入以及要素投入成本的上升，但對於土地零碎化對生產力的影響則會因研究間不同的條件出現正相關以及負相關等截然不同的結果，從本研究所有參考的文獻中最後發現，這些情況可能與勞力限制有關，在勞力不足又缺乏資本投入機械化的地區，土地零碎化能夠幫助農民在生產時有更多的生產策略，而對於能夠機械化生產的區域，平均農場規模較大，在農地大規模的情況下機械化更有利於生產，反而土地零碎化會使其難以投入設備大幅衝擊生產力。綜合以上發現，以臺灣的農業現況來說，因農家勞動力老化以及機械化不普及，可能出現與土地零碎化反而有利於生產的情況。

第三章 資料介紹

本章會詳細介紹資料來源、資料處理過程、變數選擇以及敘述統計所做的初步分析。本章分為五個部分，第一節會介紹農林漁牧普查的施行內容以及涵蓋範圍，而第二節則說明農林漁牧普查中的農牧戶調查資料以及其原始資料所涵蓋的變數，第三會詳細說明如何處理資料至本研究所用之形式，而第四節則是挑選變數以及如何建構指標，最後第五節將會就資料進行視覺化分析以及說明敘述統計的結果。

第一節 農林漁牧普查介紹

本研究資料為行政院主計處每五年進行一次之農林漁牧業普查其中的農牧戶資料，根據我國統計法規定，政府每五年舉辦一次基本國勢調查，稱為農林漁牧業普查。普查的主要目的在於收集最新的農林漁牧業資源分布、生產結構和經營狀況等基本資料，以供政府研訂農林漁牧業政策、計畫和措施參考。全球大部分國家都已經定期舉辦農業普查，並將其視為農業發展的基礎工作之一。

根據行政院農業委員會(2001)的政策報告進行資料說明，我國在民國 45 年首次舉辦農業普查，以因應當時臺灣光復初期農業發展的需要，並順應世界潮流。普查結果對於引導農業施政方針、制定政策措施以及提供產業和學術單位應用助益甚大。因此，我國建立了定期舉辦農業普查的制度，每逢公元「零」年進行全面調查，而每逢公元「五」年進行抽樣調查，至今最近一次之農林漁牧業普查為 2020 年之普查為第 14 次調查，而該普查結果尚未公開因此本研究使用的資料為已公開之近三次普查資料分別為 2005 年 2010 年及 2015 年之資料分別為第 11、12、13 次的農林漁牧業普查資料。

行政院主計總處被指定為普查主辦機關，負責中華民國臺閩地區（臺灣各縣市及福建省金門、連江縣）農、林、漁、牧業及農事服務業的普查工作。主計總處已經規劃了普查的執行計畫，包括各種操作細節等，以確保普查的實施符合標準。在普查的範圍內，受查對象包括從事農、林、漁、牧業及農事服務業的家庭

或企業，分別按農牧業、林業及漁業分開調查。

農牧業包括農藝和園藝業、畜牧業和農事服務業，其對象包括農牧戶、農牧場和農事服務單位。農牧戶是指一般家庭從事農作物種植，家畜、家禽、蜂、蠶的飼養等生產事業，或兼有提供農業活動事業，如農業產品、農業設備、場所等，以供民眾休閒遊樂。農牧場是指除農牧戶之外的農業生產單位，包括公司、合夥、獨資行號、民間團體、政府機關和學校試驗農牧場等，從事農作物的種植、家畜、家禽、蜂、蠶的飼養、試驗等活動，或兼有提供農業活動事業，如農業產品或農業場所、生產設施等，以供民眾休閒遊樂。農事服務單位是指家庭或非家庭的農業服務提供者，以按次收費或依合約計酬方式，提供農家委託或專門提供農作物栽培、農產品整理，以及家畜、家禽、蜂、蠶飼養等直接性服務，包括農業產銷班提供班員農業生產及產品未銷售前之服務活動事業。

林業則是指一種經營生產事業，涉及林木和竹林的種植、撫育和管理等活動。此外林業還包括一些兼具休閒遊樂功能的業務，如提供民眾休閒遊樂的林業活動事業。在農林漁牧業普查中，林業的經營主體包括一般家庭和非家庭單位，例如公司、合夥企業、獨資行號、民間團體、政府機關以及學校等。

漁業指漁撈業和水產養殖業，其中漁戶可分為獨資漁戶和非獨資漁戶。獨資漁戶是指一般家庭從事水產生物的採捕、養殖和管理等生產活動的單位，也可能同時提供民眾休閒遊樂的漁業活動。非獨資漁戶包括合夥漁戶、行號、公司、漁會、試驗所和學校等單位，其從事水產生物的採捕、養殖、管理和試驗等活動，同樣可能同時提供民眾休閒遊樂的漁業活動。非獨資漁戶需要符合獨資漁戶的普查標準之一（行政院農業委員會，2001）。

普查的填表單位為經營農林漁牧業生產之共同生活戶，包括農牧戶、林戶、漁戶及農事服務單位等家庭企業。而非家庭企業，如農牧場、林場及漁業公司行號等，則以獨立經營管理農林漁牧業生產或試驗之場所為一個普查填表單位。

普查方法則分為「派員面訪調查法」和「自行填報法」兩種方式，家庭企業

以主要從事農林漁牧業工作者為資料提供義務人，由普查員進行面訪調查。而非家庭企業則以該單位負責人或其指定人員為填報資料義務人，並自行填報資料。

普查員以 2000 年之普查情況為例主要選用現任農林漁牧行政人員、主計人員、基層統計調查網調查員、村（里）幹事、田間調查員、優秀農民、農漁會與四健會優秀人員，以及農漁科系大專學生等人員，共約八千餘人。另外，還有審核員、指導員及行政人員等共計約一萬三千人參與普查工作(行政院農業委員會，2001)。

最後普查的預期效益在於蒐集最新的整體資料，作為農政機關制定農業政策和輔導方案的重要參考依據，以因應我國面對國際貿易所帶來的衝擊。此外普查結果還可提供業者制定未來的產銷計畫和調整經營策略所需的參考資訊。其次普查對象包括全國各個角落，所獲得的結果可作為小地區統計的基本資料，提供農政單位進行區域計畫、農業專業區和產銷班的規劃和輔導。而普查是一次全面調查，不論規模大小和地處偏僻的農林漁牧業者均被納入調查對象，因此調查結果的涵蓋面非常完整，可建立完整的農林漁牧業母體資料，供各有關抽樣調查的抽樣設計和推估應用。最後，普查還可適時反映農業發展現況，提供國際間普查結果比較的參考，增進國際資訊交流，並提供學術和民間團體研究探討農林漁牧業問題所需的資料。

第二節 農戶牧普查資料介紹

本研究所使用之資料為上節農林漁牧普查中，農牧戶的調查資料，資料內容包括農牧戶家戶人口組成、經營農業狀況、農地使用情形以及作物耕作情況等四部分，本研究位獲得農地規模生產之相關資訊並獲得零碎化指數，將農地使用情形的資料累加與經營狀況相關資料一起合併至農家家戶資料中獲得以「戶」為單位之研究資料。

本研究使用資料為 2005 年至 2015 年共三期之普查資料，分別從農牧戶家戶

人口組成、經營農業狀況以及農地使用情形以及作物利用等四個部分中挑選解釋變數，試圖解釋農牧戶的家戶條件如何影響在單位面積勞力投入、農用設施以及農藥使用情形等生產決策以及以單位面積產值所衡量的生產力結果，將其影響固定後使本研究之主要探討問題：土地零碎化是否影響農家生產力以及如何影響能得到更精確的結果。本節會分為以下四段討論各區資料最後選擇的解釋變數。

(一) 農牧戶家戶人口組成

此區資料以個人為單位在問卷中主要涵蓋內容包括農家戶口內所有成員之個人社會經濟相關資訊，如：年齡、性別、教育程度以及工作情況與主要工作是否為農業，其中人口身分又分為戶長、承接人與非承接人，戶長為該家戶中農業生產之決策人，並詢問每位成員當年參與農務的天數等。

(二) 經營農業狀況

這部分資料的型態更類似於將所有資料統整後給出之農家整體的概況，各類人口人數統計包含總人口數、15歲以上男性人數、15歲以上女性人數以及15歲以下男女人口數，主要經營農牧業種類將生產產品分成稻作、雜糧、特用作物、蔬菜、果樹、食用菇蕈、花卉、其他農作物、牛、豬、其他牲畜、雞、鴨、其他家禽、其他畜牧業以及加工及觀光農場等經營情況，並且記錄農家整年農業收入與農場所在鄉鎮、農場面積及專職或是兼職等農場資訊。

(三) 農地使用情形

農地使用情形當中包含了農戶戶內每筆農地獨立的資料，其中針對單筆農地調查了農地面積、主要耕種作物、農用建設情況、農地所有權歸屬及利用目的。

農用建設包含了簡易棚架、水平棚架、網室、溫室、其他建設以及沒有建設六類情況，農地所有權歸根據農地是自有、租賃或是受雇經營做為區分，最後農地的利用目的則分為供民眾參觀、短期種植、長期種植、種植綠肥、造林、其他以及沒有使用幾種。

(四) 作物耕作情況

作物耕作情況的調查項目為農藥的使用情況、作物的種植數量按不同單位紀錄，以及種植土地的編號方便與土地資料結合而 2015 年的農牧戶調查資料便將這兩區問卷問題合併為一區並以農地使用情形為主，其中農藥使用情形根據化肥、混和農藥、都有使用以及沒有使用分為四類，作物的細項則依農委會農作物名稱代號之相關規範所示進行登記。

第三節 資料處理過程

本節將詳細描述如何對農牧戶普查資料進行整理並合併為本研究的研究資料，由於在農牧戶普查中各區資料都存在於同一筆資料列中，在進行研究或分析時同類資料難以直接進行分析。因此除家戶資料直接以戶為單位保留其相關資料，這些資料包括家戶中總人口、15 歲以下男性人數、15 歲以下女性人數、15 歲以下總人口、滿 15 歲男性人數、滿 15 歲女性人數以及滿 15 歲總人口等人口相關變數。主要經營農牧業種類分為稻作、雜糧、特用作物、蔬菜、果樹、食用菇蕈、花卉、其他農作物、牛、豬、其他牲畜、雞、鴨、其他家禽、其他畜牧業、沒有生產等幾項還有可生產面積、是否有從事休閒農業等經營條件以及屬於專業或是兼業農、經濟戶長也就是農事生產的指揮者的年齡、性別、學歷等資訊最後還有農業生產收入、加工收入、觀光收入這三項收入情形。

而其餘三區的資料則分從原始資料中拉出單獨處理，處理方式在本節會分成以下三段詳細描述。

一、農牧戶家戶人口組成資料

在本區資料中，如上段所說在原始資料中家戶成員的個人資料會是以該家戶第一位成員、第二位成員，一直到最後一位成員的形式出現在原始資料中，為方便分析比較本研究將每一家戶第一位成員、第二位成員，一直到最後一位成員單獨拉出建立成多個檔案後垂直合併便形成了一個以個人為單位的資料集共

7,724,521 筆資料，而後以家戶編碼為基準將個人社會經濟資料以集工作情形進行累加便能獲得每戶人口概況之資料。

在資料中包含各家戶人口在不同學歷的人數該區資料分為不識字、國小、國中、高中以及大專以上五類，全年投入農業工作天數的區間，從少到多為 0-29 日、30-59 日、60-89 日、90-149 日、150-179 日、180-249 日以及 250 日以上等 7 個區間，本研究在相關變數上更進一步將各區間組中點與落在該區間的家戶人口加權相加後獲得該年該農戶全年投入農作之單位勞力天數，以利本研究後續用以評估勞力投入的情況，除此之外還有主要工作情形的資料包括從事農牧業工作、從事農牧業外工作、料理家務、求學、生病或養老以及其他工作情況等七類工作情形的人數，以上為家戶人口組成資料整理後所包含的變數。

二、農地使用情形資料

土地資料在原始資料中的形式也如同人口資料一般，是以該家戶第一筆土地、第二筆土地，一直到最後一筆土地的形式出現在原始資料中，而第一步的處理方式也與人口資料相同將每一家戶第一筆土地、第二筆土地，一直到最後一筆土地單獨拉出建立成多個檔案後垂直合併便形成了一個以土地為單位的資料集共 3,116,594 筆資料，但第二步便與人口資料的處理方式有所區別，由於土地的單位與人不同，土地的面積會有大有小，因此相關變數直接累加獲得的變數難以反應土地間建設、所有權等資料的實際差異，因此本研究先將相關變數以土地面積為基準進行加權後再去依農戶編碼進行累加。

最終獲得的資料中包含農藥使用情況中化肥、混合農藥、都有使用、沒有使用的全家戶土地面積比例，農用設施變數中簡易棚架、水平棚架、網室、溫室、其他建物、無建築等農地按面積加權比例，土地所有權中自有面積、租賃面積、接受委託經營面積的比例，最後還有土地利用目的中土地是用作參觀、短期種植、長期種植、種植綠肥、造林、其他使用方式或是沒有使用等比例，除此之外為方便後續構建土地零碎化指標在進行這部分資料的處理時有另外建構農地面積的

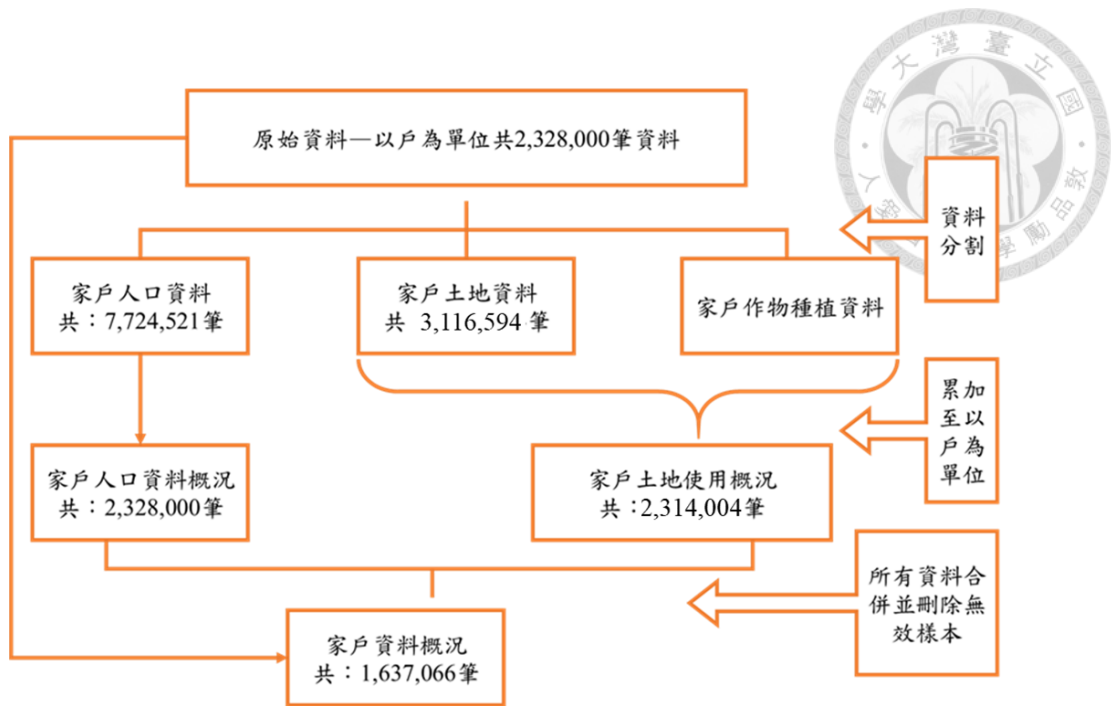
平方因此在累加到以家戶為單位後還會有每筆土地的平方和，最終獲得有農地之家戶資料共 2,314,004 筆，以上便是農地使用情形的資料概況。



三、作物耕作情況

作物資料的情況則較為複雜，當然一開始的處理方式會與人口資料以及土地資料相同，獲得以各家戶單一作物為單位的資料集，但後續處理由於作物哪怕是不同家戶間同種作物所登錄時的單位都可能有所不同，因此難以累加利用而作物資料又與土地資料高度相關，每一筆作物資料都有與土地編碼做連結，加上前一節有提到 2015 年的資料中作物資料便與土地資料是一起進行登錄的所以本研究將作物中農藥施用情形的資料作為土地資料的補充，按土地編碼合併至土地資料中後與土地資料組裡的第二步一同加權最後一起依農戶編碼進行累加，所以上段農地使用情況的資料集中所包含的農藥使用概況就是來自於作物耕作情況的資料中。

最後在分別處理三區資料後獲得兩個以農戶為單位分別能反映農戶人口社經及工作概況以及農戶土地利用情形的資料集，最後將這兩個資料集按農戶編碼與本節一開始所述的農戶家戶資料進行合併獲得 2,328,000 筆資料的資料集，處理有缺漏的資料後為 2,269,757 筆資料，最後將沒有施行農作以及土地面積為零的資料總共為 632,691 筆資料剔除最終獲得本研究的研究資料共 1,637,066 筆資料，其詳細過程如下圖中圖 3-1 所示。



資料來源：本研究自行繪製

圖 3-1 農牧戶普查資料處理過程

第四節 指標定義及變數篩選



本研究主要分析目標為土地零碎化對農家生產力的影響，其中農家生產力的變數由農牧戶普查中全年農業收入除以農家所擁有之農地總面積，最終會或的單位面積為每公頃的農地產值並以此作為農家生產力的衡量指標，並以此作為本研究主要的被解釋變數。而最後所得之農家生產力變數為單位百萬元（新臺幣）除以農地面積（公頃）之連續變數。除此之外本研究為探究生產規模對農家生產力的關係，根據 Wang et al. (2020)，該研究將生產規模對生產要素投入的影響納入考量做為其他被解釋變數，去驗證主要迴歸結果的形成原因並解釋其合理性，該研究主要是以設備投入、肥料成本以及人力成本作為被解釋變數，考量到本研究的資料所包含的變數類別，本研究將採用農藥施用面積比例、農用設施面積比例以及將家戶人口每年投入農業生產的天數相加後除以農家所擁有之農地總面積所得到之全年單位面積的勞力投入時間做為勞力投入的衡量變數，以此三個變數作為除主要結果之外的其他被解釋變數，並由以下三段詳細說明。

一、農藥投入

該變數主要來自於農牧戶普查中，作物耕作情況的問卷欄位中，由上一節所知本研究在進行資料處理時以將該欄位資料與農地使用情況之資料進行合併，並且將農藥使用情況按農地的面積進行加權平均後與其他資料一同累加到以家戶為單位的資料中，所以該變數所表示之變數情況為該家戶總土地面積中有施用農藥之土地面積之比例，理論範圍為 0-1 之連續變數。

二、農用設施投入

該變數主要來自於農牧戶普查中，農地使用情況的問卷欄位，包含農業生產時幫助農作物生長之建物，包括簡易棚架、水平棚架、網室、溫室、以及其他涉及農業生產之建設，與農藥投入情況相同在處理農地資料時將有投入農用建設之農地按面積加權平均後累加為以家戶為單位之資料，該變數所代表之涵義為各家戶所擁有之農地總面積中，有投入農用建設之農地面積的比例，理論範圍為 0-1

之連續變數。

三、勞力投入

該變數主要來自於農牧戶普查中，人口組成資料的問卷欄位中，而其主要來自農業相關工作情況的問題，由於問卷在詢問家戶人口的農業相關工作情況時是以區間天數進行填答，因此為能累加到以家戶為單位的資料中，本研究使用各區間組中點進行累加，最後獲會在以家戶為單位的資料中獲得全家全年人力投入天數，並且將其除以耕地總面積獲得每公頃每年之人力投入天數後獲得該變數，理論範圍為大於 0 之連續變數。

接下來本章會繼續說明解釋變數得篩選以及定義，首先會介紹本研究最主要支解是變數後續則一樣按照農牧戶普查中的三大資料欄位進行其他解釋變數得選擇以及說明。

本研究最為重要的解釋變數—土地零碎化指標使用了 Simpson index 作為評估土地零碎化程度的指標，Simpson index 根據 Tan et al. (2008) 以及 Monchuk et al. (2010) 可標示為：

$$S = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N a_i^2}{\left(\sum_{i=1}^N a_i\right)^2}$$

其中 a_i 代表的是農家所經營之單一農地面積，N 為農家所持有農地之總筆數，利用此指數可以看出農家家戶所有農地的分割情況，指標的範圍在 0-1 之間指標越接近 1 代表該農家所持有之農地越零碎，反之則表示農家所持有土地較為完整。

本研究在處理資料時有先計算出單筆土地面積得平方數，後續在累加至以家戶為單位的資料後便能獲得各家戶土地面積的平方和也就是 $\sum_{i=1}^N a_i^2$ 之後除以家戶農地總面積的平方後獲得 Simmons index 也就是上列之 1-S，後續再計算 1-Simmons index 便能獲得 Simpson index。

其他的解釋變數中在農地使用情形資料的欄位中本研究選擇了家戶的農地總面積作為本研究的次要解釋變數，由於農業生產力的研究中生產規模肯定是重

要的考量因素，在各文獻中都有針對農地面積進行探討，加上本研究的主要解釋變數也是基於農地面積進行計算的又其可以合理懷疑彼此間有高度正相關，因此探討兩者之間影響的差異也是本研究一項有趣的結果，該變數為大於 0 之連續變數。除此之外本欄為中還使用了農地的所有權自有比例作為解釋變數之一同樣也是考量了過往生產經濟學的理论，也就是說當生產者獲工作者在沒有收入壓力如；債務、業績標準時其工作表現會降低，而農地所有權的自有也可能同樣會出現相關情況進而影響生產力，因此本研究會將其納入模型中控制，該變數為範圍在 0-1 之連續變數。

在該農家經營農業狀況的資料欄位中本研究選擇了戶長也就是生產決策者的年齡、教育程度以及性別作為本研究實證模型之解釋變數，就以農業生產的結果本研究認為主要會與生產決策高度相關，由於每一家戶做了哪些決策以及決策是好是壞無法直接由資料反映，只能藉由決策者各項條件去區分各家戶決策者之間做出決策的差異，因此選擇戶長的社會經濟相關變數作為解釋變數，資料包括其年齡的連續變數、性別的虛擬變數以及教育程度的虛擬變數，年齡的連續變數就是其實際年齡，而性別的虛擬變數在資料中以男性為 1 女性為 0 去做登錄，教育程度的虛擬變數分為不識字、國小學歷、國中學歷、高中學歷以及大專以上學歷等五類，根據戶長的教育程度將符合的那類資料顯示為 1 其他為 0。此外在該區本研究還納入了各家戶的主要耕作類型的虛擬變數，根據行政院農業委員會農作物名稱代號表中的類別作為分類標準，將從事農作者分為稻作、雜糧、特用作物、蔬菜、果樹、食用菇蕈、花卉、其他農作物等八大類，從事畜牧業者則統合為一類，根據農戶自行填答情況在符合其生產情況之類別中資料會顯示為 1 其他類別則顯示為 0，若是該農戶沒有從事任何農牧戶生產則在每一項類別中資料都會顯示為 0。最後在該區還選擇了年滿 15 歲之人口數作為控制家戶勞動力供給水準之解釋變數，為大於 0 之連續變數。

第五節 敘述統計

本研究包括 2005、2010 以及 2015 年三次普查的資料，將其合併後剔除沒有農地以及不從事生產之農戶最後所使用的資料共為 1,637,066 筆，同時也是本研究所涵蓋三年之農牧戶總戶數，同時根據不同的經營類型分類進行分析。本研究使用之解釋變數、被解釋變數以及其敘述統計量如下表 3-1 所示，而根據不同的經營類型分類之敘述統計則列於表 3-2。

根據表 3-1 所示在總樣本的戶長資料中家戶戶長平均年齡約為 62 歲，男性的比例約為 83%，教育程度落在國小水平居多約 45%，其次國高中學歷的戶長佔比皆約 20%，而不識字的戶長佔比約有 10%，大專以上學歷的戶長最少僅有約 6%。就普查資料所涵蓋的三年農業投入相關資料中，有從事耕作的農地中高達 89% 為農家自有，農用設施比例較低僅有約 6% 的土地架設農用設施，而農藥投入高達約 86%，每公頃每年的平均勞力投入為 3.45 天。而生產規模以及土地零碎化指標則分別落在，每戶平均 0.81 公頃以及 0.13 的零碎化狀況，從此資料來看臺灣明顯屬於小規模生產為主的生產模式，並且農場農地零碎化的情形不嚴重，表示每戶持有土地的筆數不高，或是分割情況不頻繁，這個敘述統計的結果可能與大家對臺灣農業現況的認知有所差異，本研究認為可能是估計單位的不同造成的落差，本研究以家戶為單位進行研究，可能各家戶所有土地其實並不分散，但若以鄉鎮或是全國為單外來看，農地的分配可能就會顯得非常零碎。

由圖 3-2 所示臺灣的農家所持有的土地中最小從 0.01 公頃最大到 471 公頃，但大多集中在 2 公頃以下，其中 1 公頃以下的土地更是接近九成。由圖 3-3 所示能更清楚看到臺灣農地面積的分布情況，可以看出以 5 公畝為單位的土地出現頻率較高其中又以每 10 公畝的土地面積分布特別突出，出現頻率最多的落在 20 公畝其次為 30 公畝整體分布相似於右尾偏鋒之常態分布。

表 3-1 變數定義及敘述統計

變數名稱	變數定義	總樣本 樣本數=1,637,066	
		平均數	標準差
農家生產力	每公頃農地收入（新臺幣百萬元）	2.04	25.22
土地零碎化指數	土地辛普森指標範圍為 0-1，越接近 1 表示持有土地越零碎	0.13	0.22
農用設施投入	有農用設施之土地按面積加權之比例	6.30	0.22
農藥投入	有施用農藥之土地按面積加權之比例	86.46	0.28
勞力投入	每年每公頃農地農家人口投入總天數	3.45	4.66
農地總面積	農家經營農地總面積（公頃）	0.81	1.57
戶長年齡	農家經營指揮者年齡（歲）	62.13	12.04
戶長學歷為不識字*	農家經營指揮者學歷為不識字，1 為是 0 為否	0.10	0.30
戶長學歷為國小	農家經營指揮者學歷為國小，1 為是 0 為否	0.45	0.50
戶長學歷為國中	農家經營指揮者學歷為國中，1 為是 0 為否	0.20	0.40
戶長學歷為高中	農家經營指揮者學歷為高中，1 為是 0 為否	0.20	0.40
戶長學歷為大專以上	農家經營指揮者學歷為大專以上，1 為是 0 為否	0.06	0.24
戶長性別	農家經營指揮者性別，1 為男性 0 為女性	0.83	0.38
土地自有比例	農家所持有土地所有權為農家自有佔總面積比例	0.89	0.28
勞動人口	農家家戶中 15 歲以上人數	3.50	1.75

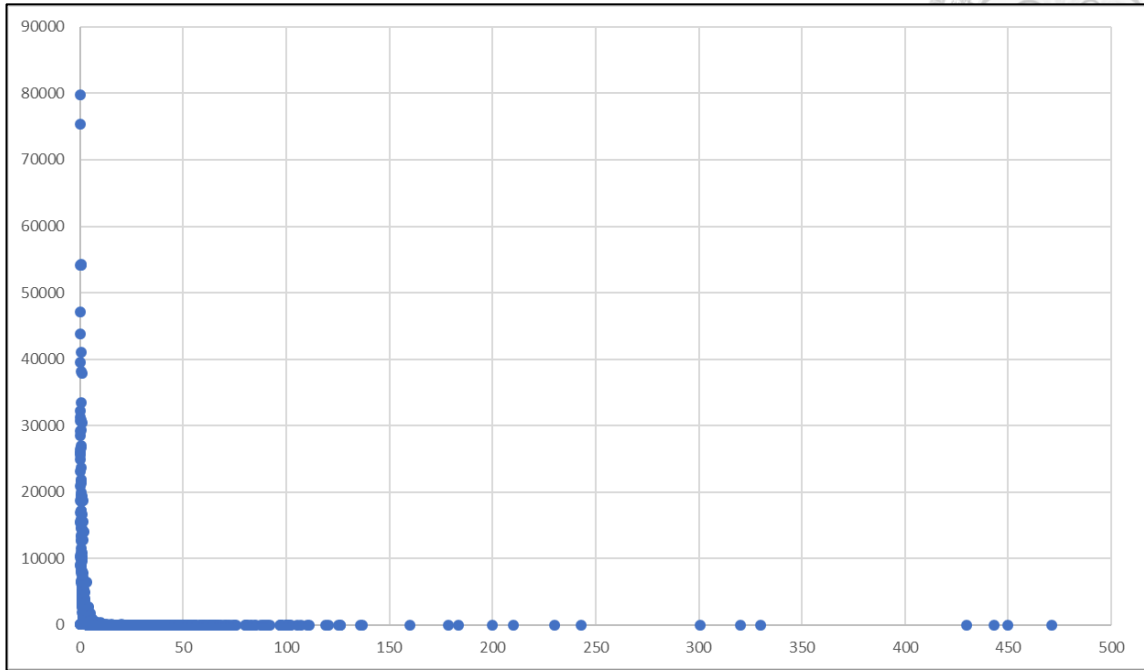


表 3-1 變數定義及敘述統計 (續)

變數名稱	變數定義	總樣本 樣本數=1,637,066	
		平均數	標準差
主要經營類型—米	主要經營類型為米，1 為是 0 為否	0.40	0.49
主要經營類型—雜糧	主要經營類型為雜糧，1 為是 0 為否	0.06	0.24
主要經營類型—特用作物	主要經營類型為特用作物，1 為是 0 為否	0.04	0.19
主要經營類型—蔬菜	主要經營類型為蔬菜，1 為是 0 為否	0.17	0.37
主要經營類型—水果	主要經營類型為水果，1 為是 0 為否	0.29	0.45
主要經營類型—食用菇蕈	主要經營類型為食用菇蕈，1 為是 0 為否	0.00	0.04
主要經營類型—花卉	主要經營類型為花卉，1 為是 0 為否	0.01	0.1
主要經營類型—其他作物	主要經營類型為其他作物，1 為是 0 為否	0.01	0.1
主要經營類型—畜牧*	主要經營類型為畜牧，1 為是 0 為否	0.02	0.13

資料來源：本研究自行整理

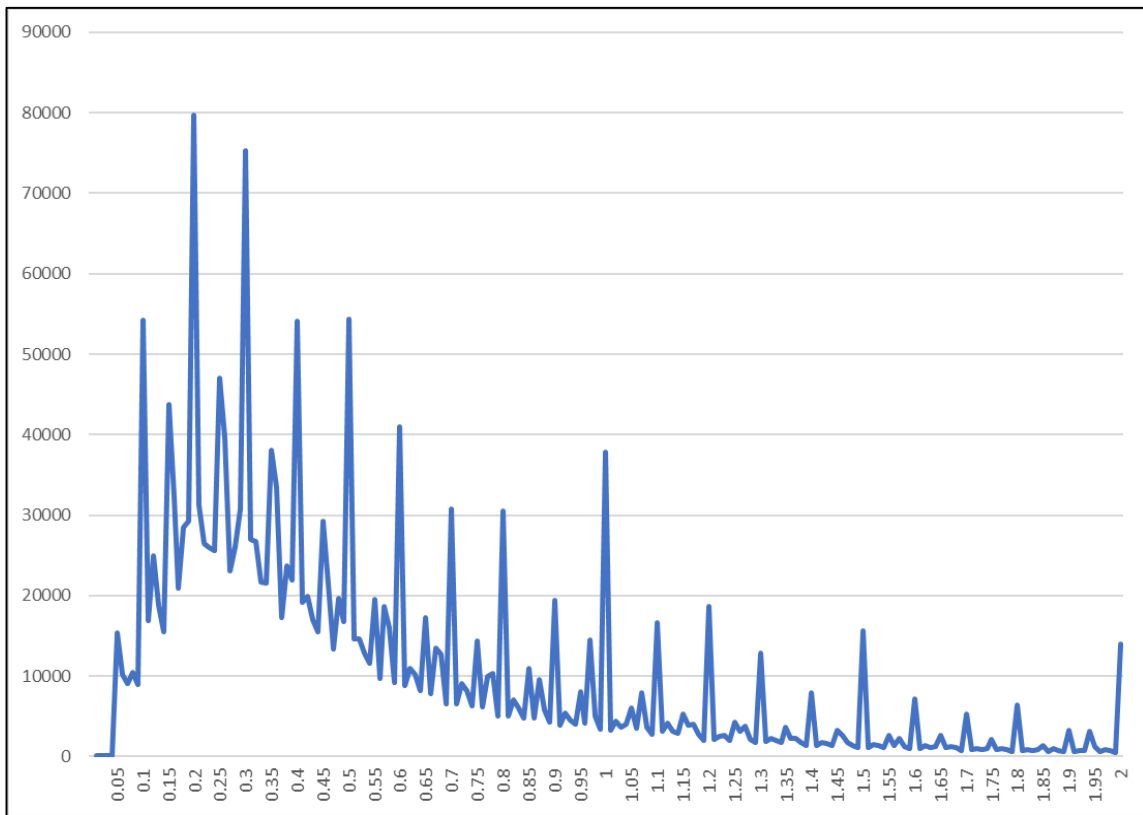
註：*代表比較基準組



資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

圖 3-2 農地面積次數分配散布圖



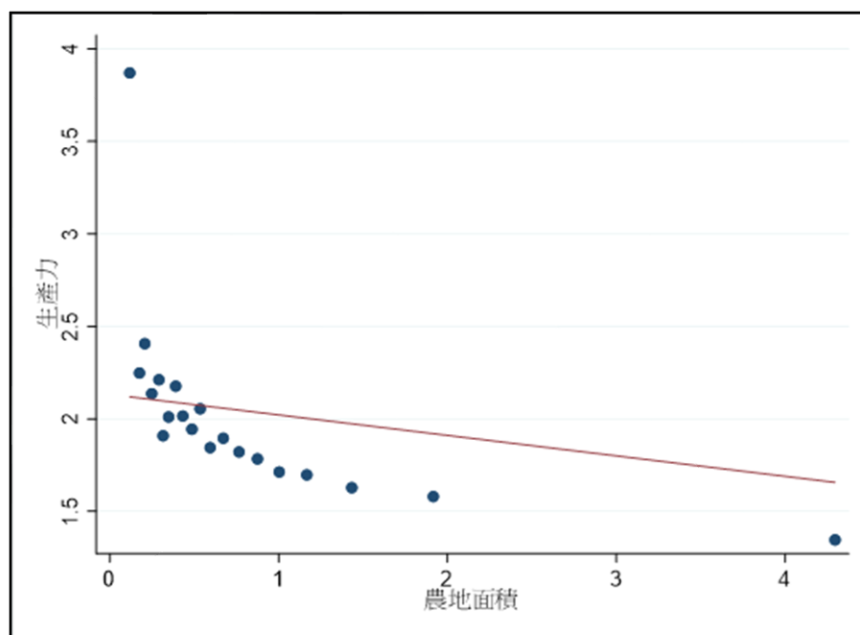
資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

圖 3-3 兩公頃以下農地面積次數分配散布圖

接著從表 3-2 我們可以看到不同種類的農業經營在生產力上的表現差異較大，尤其是畜牧業以及食用蕈菇在單位面積產值所表現出的生產力水準上特別突出，不過這兩項經營型態在勞力的投入也相對較高，同時食用蕈菇在農用設施的投入也較其他經營型態高出不少，而其他的變數上則沒有太大的差異。本研究也將農地面積以及零碎化指標資料與本研究的被解釋變數的關係繪製成視覺化的圖片再進行迴歸分析前先預估其是否有明顯的相關性，與後續實證結果進行相互驗證比較。

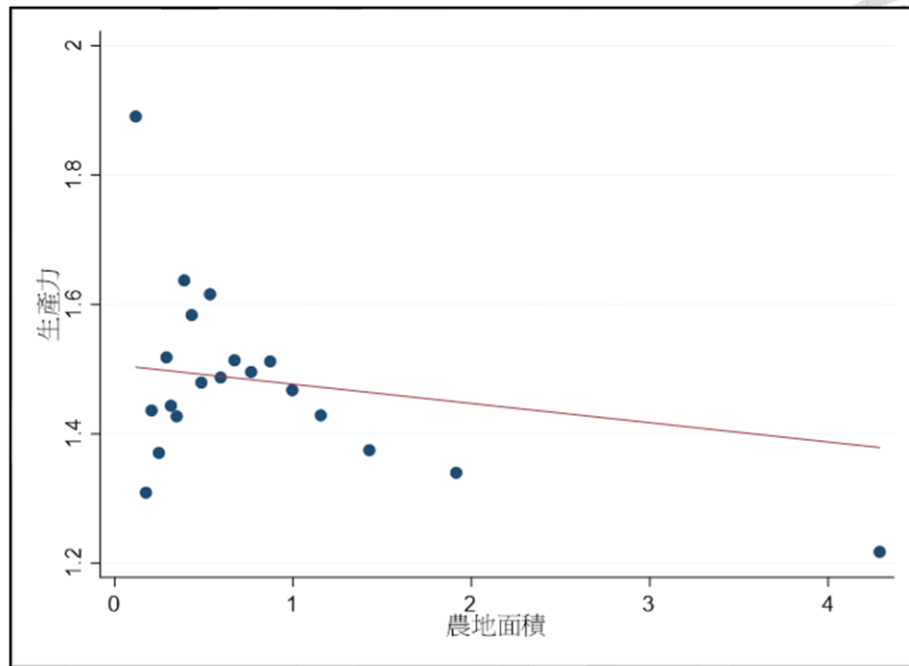
根據圖 3-4 所示農地面積與生產力在原始資料裡明顯呈現反向關係，這與如今各領域對於規模經濟及農業生產相關的研究結論相符，但可以看到在面積較小的那區資料的生產力結果似乎有異常高的情況，本研究判斷是否來自畜牧業以及食用蕈菇的高產值以及低農地需求有關。根據圖 3-5 可以看到在移除畜牧業以及食用蕈菇的資料後，雖然在面積最小的那區資料的生產力結果依然特別高但從單位上來看明顯與其他資料相近許多，而整體而言農地面積與生產力在圖中依然呈現反向關係。



資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

圖 3-4 農地面積與生產力關係散布圖



資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

圖 3-5 除畜牧業及食用蕈菇業外之農地面積與生產力關係散布圖

後續本研究繼續藉由資料視覺化去探討農地零碎化與生產力間的關係，根據圖 3-6 本研究發現土地零碎化指標與生產力成明顯反向關係這與大多數研究農地零碎化研究的結果相符，從分布結果看可能兩者關係不是單純的線性關係，可能會出現顯著的二次相關，後續本研究也會在實證中進行驗證。而根據圖 3-7 可以看出土地面積與土地零碎化之間存在強烈的正向關係，而這也與現實情況相符，當農家規模足夠大後才有機會進行農地的分割，經營規模過小的農家沒有分割農地的空間，而隨農地被分為多筆，自然土地零碎化程度就會上升，因此需要更進一步利用實證分析去驗證農地面積與土地零碎化指標對生產力是皆有影響或是來僅僅來自於其中一項變數，以及兩變數間的交互效果。

表 3-2 樣本以作物分類之敘述統計



變數名稱	米		雜糧		特用作物		蔬菜		水果	
	樣本數=653,891		樣本數=103,288		樣本數= 63,766		樣本數=276,174		樣本數=478,176	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
農家生產力	0.81	1.25	1.19	1.86	1.47	3.39	2.19	5.21	1.75	3.11
土地零碎化指數	0.11	0.2	0.15	0.23	0.16	0.23	0.18	0.24	0.14	0.22
農用設施投入	0.00	0.05	0.01	0.09	0.07	0.24	0.12	0.28	0.10	0.28
農藥投入	0.88	0.22	0.78	0.31	0.78	0.36	0.83	0.33	0.90	0.27
勞力投入	2.46	2.79	3.08	3.61	3.51	4.55	4.91	6.16	3.56	4.15
農地總面積	0.72	1.19	0.82	2.58	0.93	2.02	0.77	1.8	0.93	1.57
戶長年齡	63.15	11.97	63.69	12	61.72	12.54	61.66	11.99	61.12	11.97
戶長學歷為不識字*	0.11	0.32	0.15	0.36	0.09	0.29	0.09	0.29	0.07	0.26
戶長學歷為國小	0.47	0.50	0.47	0.50	0.43	0.50	0.47	0.50	0.42	0.50
戶長學歷為國中	0.18	0.39	0.18	0.39	0.20	0.40	0.21	0.40	0.21	0.41
戶長學歷為高中	0.17	0.38	0.15	0.36	0.21	0.41	0.18	0.38	0.23	0.42
戶長學歷為大專以上	0.06	0.23	0.05	0.22	0.07	0.25	0.05	0.22	0.07	0.26
戶長性別	0.83	0.37	0.77	0.42	0.81	0.39	0.82	0.38	0.82	0.38
土地自有比例	0.92	0.24	0.93	0.23	0.87	0.31	0.86	0.32	0.86	0.32
勞動人口	3.63	1.81	3.10	1.68	3.37	1.73	3.50	1.72	3.39	1.67

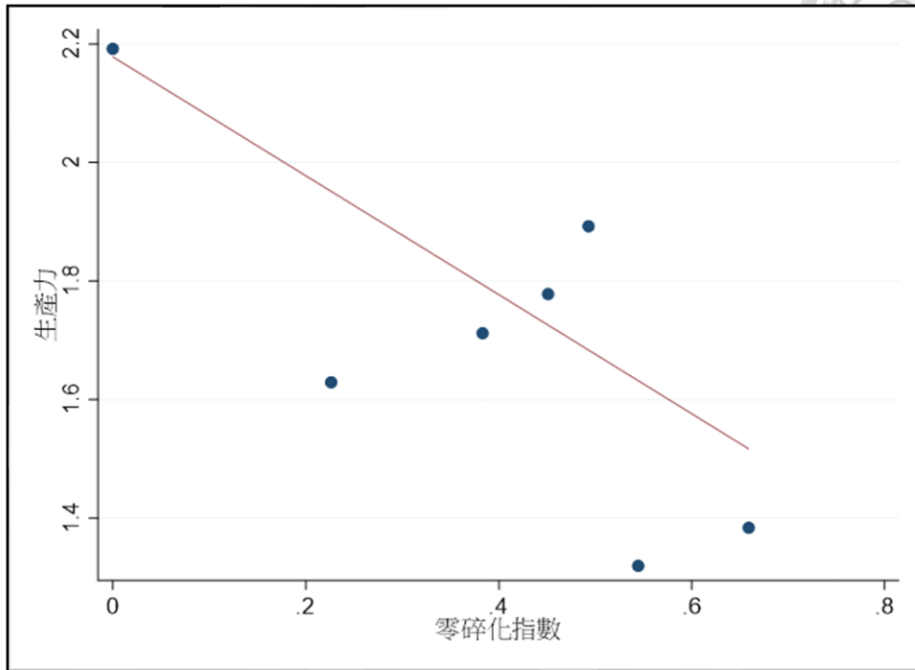


表 3-2 樣本以作物分類之敘述統計 (續)

變數名稱	食用菇蕈		花卉		其他作物		畜牧	
	樣本數=2,872		樣本數= 15,869		樣本數= 15,580		樣本數= 27,450	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
農家生產力	20.41	65.23	8.50	162.06	3.69	20.42	32.92	143.15
土地零碎化指數	0.17	0.23	0.18	0.24	0.17	0.24	0.14	0.22
農用設施投入	0.79	0.34	0.45	0.46	0.04	0.17	0.15	0.33
農藥投入	0.35	0.42	0.91	0.26	0.86	0.33	0.67	0.43
勞力投入	8.83	8.44	6.66	8.16	4.91	7.3	8.68	13.09
農地總面積	0.74	0.96	0.74	0.96	0.84	1.72	0.84	1.25
戶長年齡	57.18	11.55	57.89	11.86	60.01	12.11	59.61	11.18
戶長學歷為不識字*	0.04	0.19	0.04	0.21	0.07	0.25	0.06	0.23
戶長學歷為國小	0.36	0.48	0.33	0.47	0.37	0.48	0.43	0.49
戶長學歷為國中	0.24	0.43	0.20	0.40	0.21	0.41	0.22	0.41
戶長學歷為高中	0.28	0.45	0.31	0.46	0.26	0.44	0.24	0.42
戶長學歷為大專以上	0.08	0.27	0.11	0.32	0.09	0.29	0.06	0.24
戶長性別	0.89	0.31	0.87	0.34	0.86	0.34	0.90	0.3
土地自有比例	0.79	0.38	0.79	0.37	0.86	0.31	0.90	0.27
勞動人口	3.91	1.68	3.72	1.7	3.71	1.75	3.90	1.79

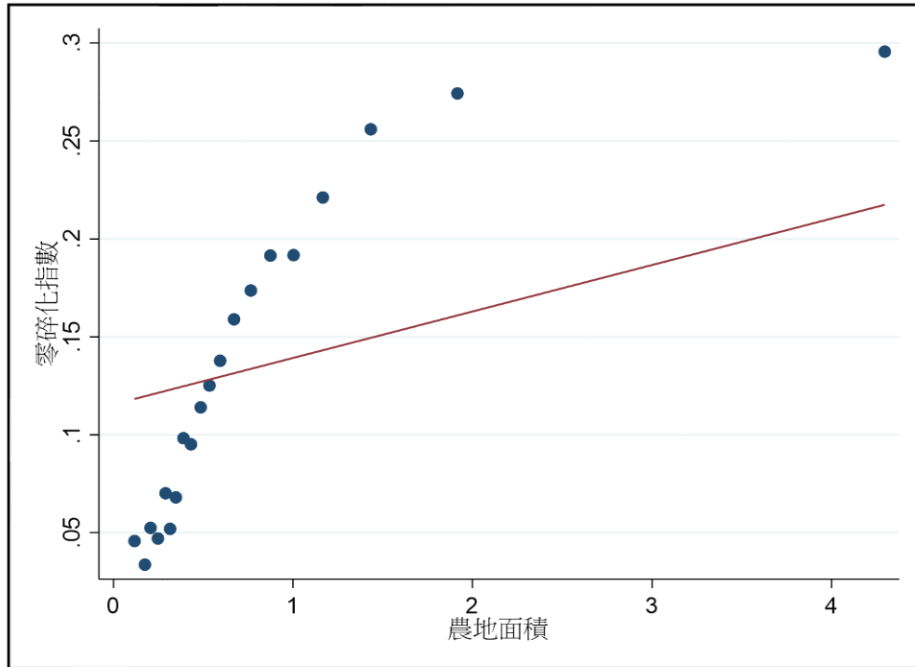
資料來源：本研究自行整理

註：*代表比較基準組



資料來源：本研究自行繪製

圖 3-6 土地零碎化指標與生產力關係散布圖



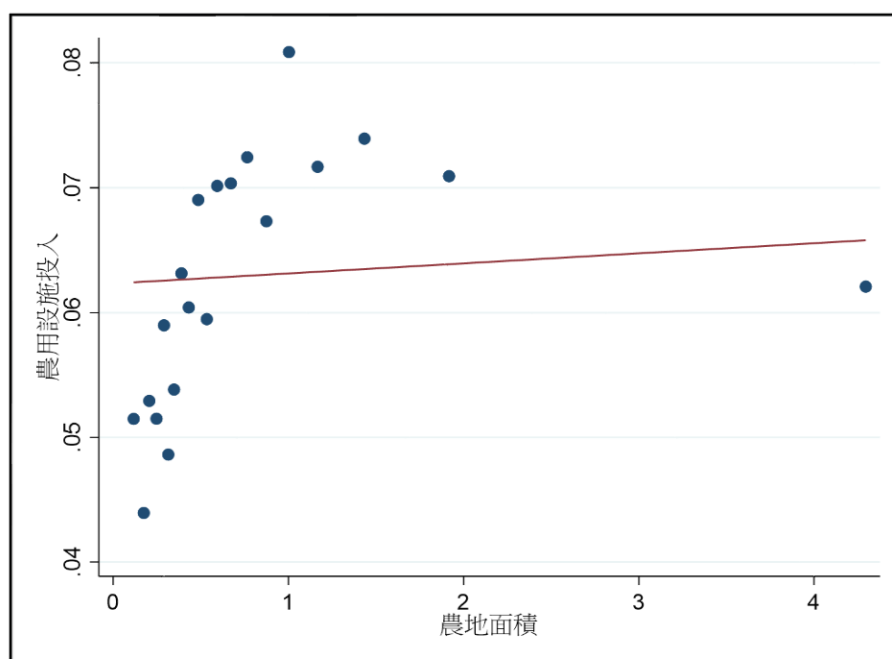
資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

圖 3-7 農地面積與土地零碎化指標關係散布圖



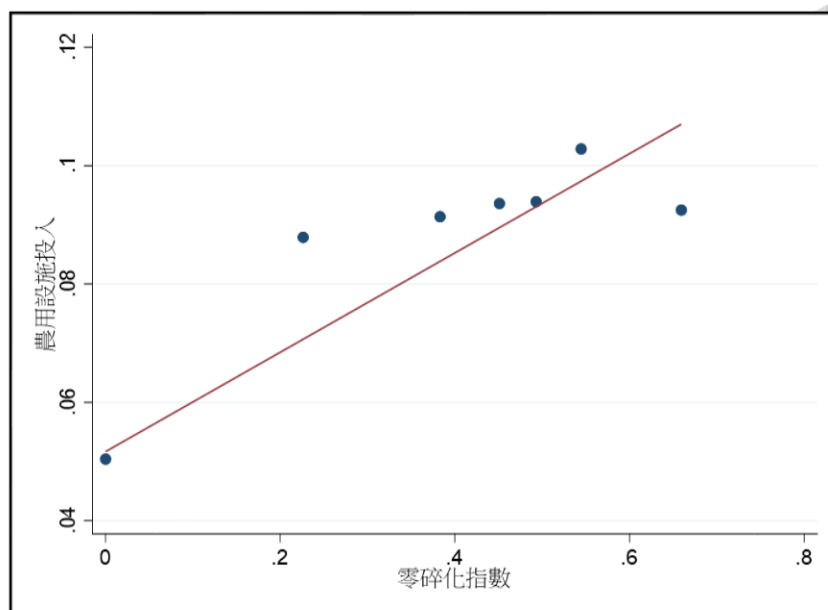
針對投入要素的部分根據圖 3-8 以及圖 3-9 可以發現農地面積以及土地零碎化指標分別與農用設施投入的關係，在圖 3-7 中所示農地面積對農用設施投入的比例呈正向關係，而圖 3-9 所示土地零碎化指標對農用設施投入的比例也呈正向關係，首先農地面積越大越適合建置農業設施以及大地主小佃農政策中對一定規模以上的農家有進行相關補貼（行政院農業委員會，2010），因此能合理解釋圖 3-8 的結果，而針對圖 3-9 的結果從農用設施投入的資料來看，在臺灣農用設施的投入率非常低，當家戶有多塊土地時可能某一塊農地種植的作物需要相應設施，這樣相較於單一土地或土地較少的農家會產生更高比率的農用設施投入，而農地筆數的多寡也正好影響了土地零碎化指標因而產生圖 3-9 的結果。



資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

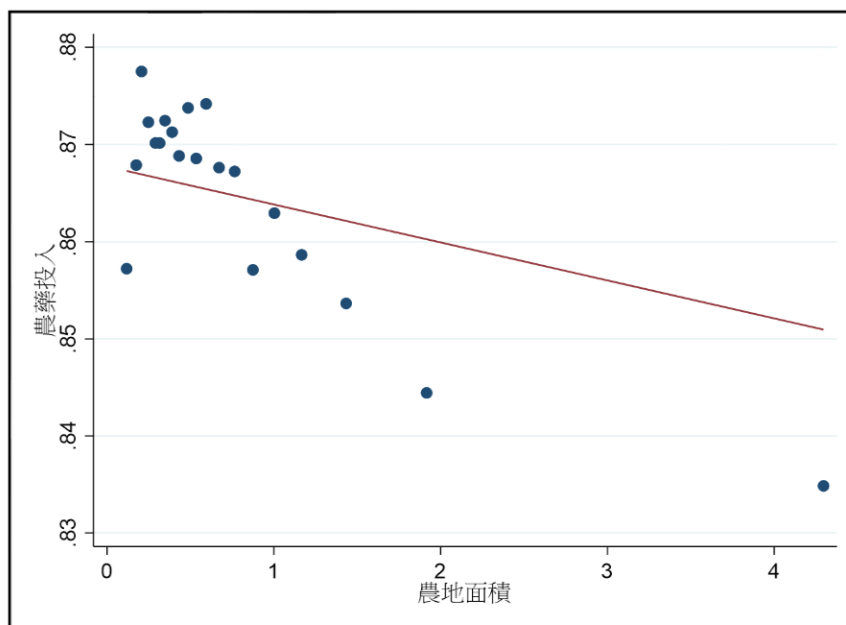
圖 3-8 農地面積與農用設施投入關係散布圖



資料來源：本研究自行繪製

圖 3-9 土地零碎化指標與農用設施投入關係散布圖

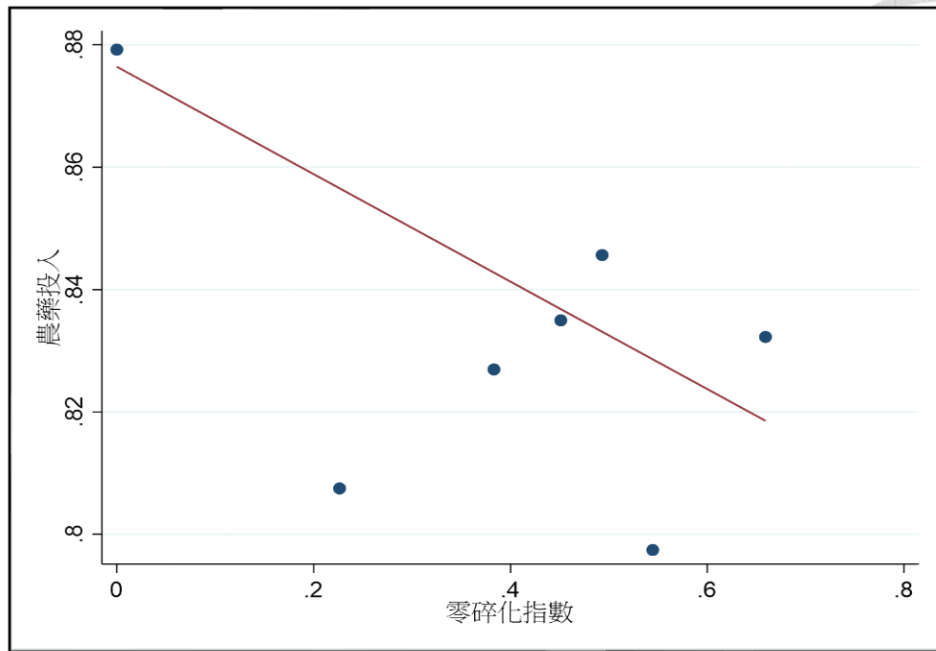
農藥投入狀況則如下圖，根據圖 3-10 與所示農地面積與農藥投入比例呈負向相關。而圖 3-11 所示土地零碎化指標與農藥投入比例也呈負向相關，但在土地零碎化指標的部分僅有零碎程度較低的資料所呈的農藥施用比例較高其餘零碎程度的資料所示之農藥投入比例其實沒有太大的差異。



資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

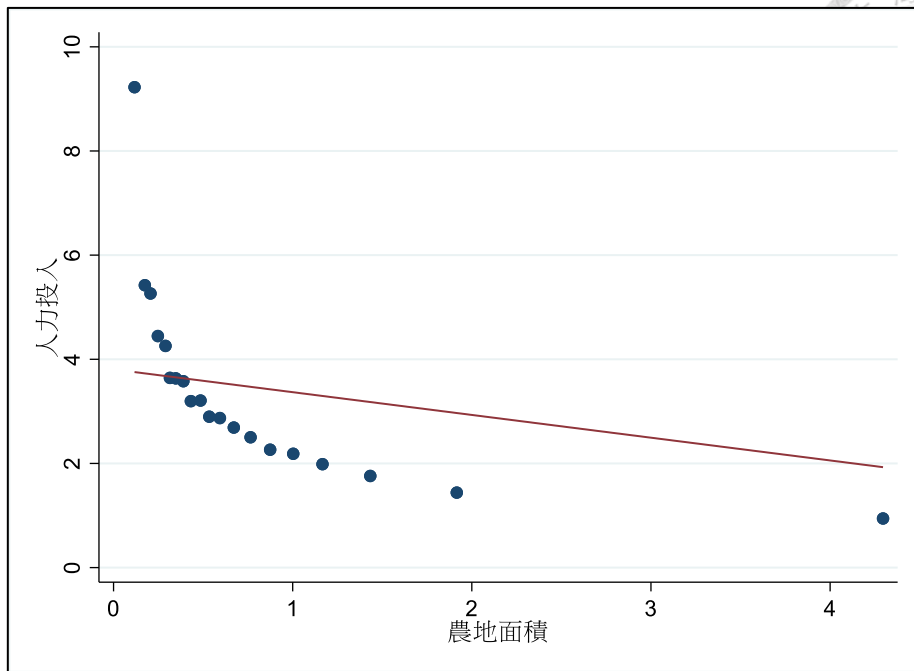
圖 3-10 農地面積與農藥投入關係散布圖



資料來源：本研究自行繪製

圖 3-11 土地零碎化指標與農藥投入關係散布圖

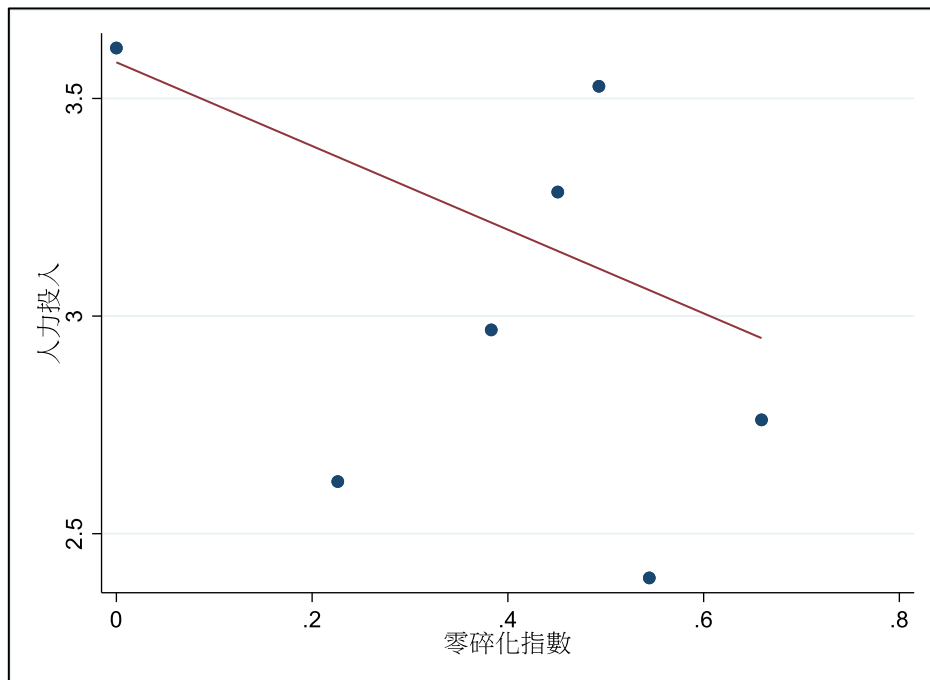
勞力投入的分布情況則如下圖所示圖 3-12 為農地面積與勞力投入的關係分布圖，圖 3-13 為土地零碎化指標與勞力投入的關係分布圖有趣的是本研究發現農地面積與土地零碎化指標對人力投入的關係以及對生產力的關係這兩項被解釋變數的分布情況高度相似，是否可能在迴歸模型中也會出現相近的估計係數並以此判斷農地面積以及土地零碎化指標對三項投入要素的影響程度，可能就能以此推測農地面積以及土地零碎化指標是如何影響生產力的結果。考量到前段分析敘述統地結果時所述，單位面積產值較高的作物其勞力投入也較高，是否最終實證結果能夠證明土地零碎化對生產力的影響會高度來自其對勞力的分散，本研究也會在後續實證中進行探討。



資料來源：本研究自行繪製

單位：公頃

圖 3-12 農地面積與勞力投入關係散布圖



資料來源：本研究自行繪製

圖 3-13 土地零碎化指標與勞力投入關係散布圖

第四章 實證分析模型



第一節 二元固定效果模型

一、二元固定效果的介紹

固定效果模型 (fixed effects model) 是應用於縱橫數據 (panel data) 分析中的一種統計模型，用於解釋個體之間的差異以及時間變化對變數的影響。在固定效果模型中，假設每個個體都有其固定的效果，且該效果是與自變數無關的，從而將其納入模型中，控制個體效果對因變數的影響。

在固定效果模型的估計方法中，最常用的是差分法 (differences) 和虛擬變數法 (dummy variable)。差分法通常基於縱橫數據中每個個體的兩個時間點的觀測值之差來估計固定效果，而虛擬變數法則將個體固定效果視為自變數，加入模型中進行估計。

固定效果模型的主要優點是可以控制個體效果的影響，減少估計偏差和混淆效應，從而提高模型的準確性。此外，固定效果模型還可以對時間不變的隱含因素進行建模，例如個體特徵、文化背景等。但是，固定效果模型的限制包括假設固定效果是常數，且個體效果對所有自變數都是相同的，因此無法處理個體效果和自變數之間的交互作用。此外，當縱橫數據樣本量較大時，固定效果模型的計算量也會變得非常大。

二元固定效果模型 (binary fixed effects model) 是固定效果模型的一種擴展，主要應用於二元分類問題中。它通常被用於探索個體因素和時間因素對於某一被解釋變數的影響，本研究是將其分為地區因素以及時間因素。

在二元固定效果模型中，假設地區效果和時間效果都是二元的，即只有兩種取值，也就是指說該樣本是否存在於某一地區或是某一時間指會有是或否兩種情況，且不隨自變數的變化而改變。這樣的假設讓模型可以更加直觀地解釋不同因素對於二元分類結果的影響。

二元固定效果模型通常使用二元變數模型 (binary variable model) 進行估計，其中個體效果和時間效果被視為固定的變數，而其他自變數則被視為隨機變數。這種方法可以控制固定效果對於結果的影響，並且在評估因素對於二元分類結果的影響時，可以控制潛在的混淆變數。

二、二元固定效果模型的建構

根據農牧戶普查的資料形式本研究可以控制其縣市以及調查年的個別效果將模型改寫成如下形式

$$(1) Y_{ijt} = \alpha + \beta'X_{ijt} + \mu_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt}$$

Y_{ijt} ：表示第 i 個家戶在第 j 個縣市中第 t 年的被解釋變數

α ：估計模型的截距項

X_{ijt} ：表示第 i 個家戶在第 j 個縣市中第 t 年的所有解釋變數之矩陣

β' ：表示迴歸結果中解釋變數的係數

μ_j ：表示來自縣市的固定效果

μ_t ：表示來自調查年的固定效果

ε_{ijt} ：表示來自個別家戶的誤差項且 $\varepsilon_{ijt} \sim iid(0, \sigma^2)$

本研究使用此模型為基於普通最小平方法之二元固定項果的迴歸模型，控制了資料中每一種時間及空間變數的固定效果，原本上列迴歸式(1)中誤差項 ε_{ijt} 會有來自不同時間、空間以及家戶的差異，透過控制時間及空間變數的固定效果後迴歸式(1)便將 ε_{ijt} 中受時間與空間因素影響的部分用 μ_i 及 μ_t 控制，因此可以處理一部分內生性的問題，其中空間變數為每一筆資料中家戶所在之縣市代碼，而時間變數則為每筆資料的普查時間，分別為 2005、2010、2015 三年。而由於本研究所用資料為五年一次之調查不為連續的時間變數因此不考慮使用隨機效果模型。

第二節 總樣本模型設計



在本研究總樣本中，樣本數高達 1,637,066 筆不利模型進行估計，以及主要變數的二次項會與其他變數有高度共線性¹，為使主要解釋變數與其他解釋變數間不相互影響，並獲得主要解釋變數土地零碎化指標、農家耕作面積以及兩者共同對農家生產力的效果。本研究在總樣本中基於方程式(1)先控制其他變數與固定效果對生產力以及其他被解釋變數的影響，後估計其結果的 ε_{ijt} ，而此估計殘差便是生產力及其他被解釋變數中除其他解釋變數影響外，被土地零碎化指標、農家耕作面積兩變數影響的部分，由此便能藉由以下方程式找出土地零碎化指標及農家耕作面積對所有被解釋變數的效果。

$$(2) \quad \hat{\varepsilon}_{ijt} = \alpha + \beta_1 frag_{ijt} + \beta_2 frag_{ijt}^2 + \beta_3 size_{ijt} + \beta_4 size_{ijt}^2 + \mu_{ijt}$$

$\hat{\varepsilon}_{ijt}$ ：表示除主要解釋兩變數外其他解釋變數對被解釋變數影響之殘差

α ：模型估計的截距項

$frag_{ijt}$ ：表示第 i 個家戶在第 j 個縣市中第 t 年的土地零碎指標

$size_{ijt}$ ：表示第 i 個家戶在第 j 個縣市中第 t 年的農家耕作面積

β_1 ：表示當土地零碎化上升 1 單位時被解釋變數的初始變動幅度

β_2 ：表示當土地零碎化上升 1 單位時被解釋變數的變動幅度變化

β_3 ：表示當農地面積上升 1 單位時被解釋變數的初始變動幅度

β_4 ：表示當農地面積上升 1 單位時被解釋變數的變動幅度變化

μ_{ijt} ：表示來自個別家戶的誤差項且 $\mu_{ijt} \sim iid(0, \sigma^2)$

經過方程式(2)可以從迴歸結果中發現土地零碎化指標及農家耕作面積對被解釋變數的效果，並且利用作圖能夠發現兩變數間的交互影響，根據農地面積將樣本分為三群，看在不同水準的農地面積下土地零碎化指標對被解釋變數影響的差異。

¹ 本研究在實證過程中發現主要變數在二次項進入方程式(1)後會影響到其他變數的效果，說明主要變數的二次項與其他變數出現高度共線，因此最終將模型分為兩段進行迴歸分析。

第五章 實證結果



本章的實證結果將分兩節進行討論，第一節按照過往文獻建構的模型將所有作物類型的生產型態以虛擬變數的形式納入模型去做分析。考量到過往文獻所用資料範圍涵蓋不大且資料筆數規模也較本研究小了許多，在作物的變數之間多為相似或相同耕作方法的作物，與本研究的資料情況差別巨大，為涵蓋不同作物類型耕作型態上的差異，本研究將於本章第二節進行個別作物型態的模型建構，並討論兩者差異。

第一節 未分組之全樣本模型迴歸結果

根據本研究第四章中迴歸式(1)，將表 3-2 中非主要的解釋變數納入模型分別以生產力、農用設施投入、農藥投入以及勞力投入作為被解釋變數進行分析。而後預估出上述被解釋變數中不受其他解釋變數影響的部分，將該部分作為第四章中迴歸式(2)之被解釋變數，以求得主要解釋變數對被解釋變數之效果，其中其他解釋變數對生產力的模型迴歸結果如下表 5-1 所示。

在其他解釋變數中，戶長也就是農家生產的決策者相關變數中，戶長的年齡與農家生產力沒有明顯的關聯。從係數上來看戶長的年齡對生產力的影響不但不顯著，平均而言各年齡層在其他條件都相同的情況下差異也非常小，每公頃生產力在戶長年齡增加 1 歲的情況下會下降約 5,000 元。

戶長在不同教育程度的生產力水準就有非常大的差異，以不識字的戶長為基準，隨著學歷越高其生產力的水準也越高。就如本研究選擇該變數的目的為鎖定農家生產決策的優劣關係，可眼看出在臺灣整體農業情況中，學歷越高戶長確實有可能做出較好的生產決策。而其提升效果分別與沒有受到教育的戶長進行比較時，國小學歷的戶長會有每公頃 8.8 萬元產值生產力的顯著提升，國中學歷的戶長會有每公頃 16.8 萬元產值生產力的顯著提升，高中學歷的戶長會有每公頃 40.6 萬元產值生產力的顯著提升，而大專以上的戶長會有每公頃 83.8 萬元產值生產

力的顯著提升。

戶長的性別對農家生產力在臺灣整體農業環境中沒有顯著的差異，從係數上來看男性戶長相較女性戶長在生產力上平均高出每公頃約 7,000 元。不過由於其係數估計不顯著，所以在統計上來說男性戶長與女性戶長在生產決策上不存在優劣關係。

在農家稟賦的相關變數中，土地是否為農家自有的變數在迴歸結果中有顯著的負相關，這同樣與生產經濟研究中常發現的結果相符。就第三章對變數的解釋中就有提及，當生產者或工作者在沒有收入壓力如；債務、業績壓力時其工作表現會降低的理論結果相符，當農地為自有時就總樣本的迴歸結果而言確實導致了農家生產力的降低，其係數估計結果顯示每當土地自有比例提升 1% 時農家生產力會有每公頃約 8,150 元的顯著降低。

農家中可勞動年齡人口的多寡與農家生產力則出現了顯著的正相關，這應與勞力投入的提升有關。本研究後段以勞力投入為被解釋變數的模型應驗正本研究的假設，總體而言在整體臺灣農家經營環境中，當農家的勞動年齡人口每增加 1 人能對農家生產力有每公頃約 4.1 萬元的顯著提升。

而本模型的最後一類變數則是農家主要經營型態的變數，在本迴歸中以畜牧業為基準，其餘各類型經營型態的係數估計結果則反映其與畜牧業生產力差異，由於畜牧業可能因其產品的單價最高，因此在敘述統計中是農牧戶裡生產力最高的經營型態，導致各經營型態的變數係數皆出現了顯著的負相關。主要種植米的農家生產力相較於畜牧業有每公頃約 3,225 萬的顯著降低，主要種植雜糧的農家生產力相較於畜牧業有每公頃約 3,252 萬的顯著降低，主要種植特用作物的農家生產力相較於畜牧業有每公頃約 3,164 萬的顯著降低，主要種植蔬菜的農家生產力相較於畜牧業有每公頃約 3,095 萬的顯著降低，主要種植水果的農家生產力相較於畜牧業有每公頃約 3,127 萬的顯著降低，主要種植食用菇蕈的農家生產力相較於畜牧業有每公頃約 1,310 萬的顯著降低，主要種植花卉的農家生產力相較於

畜牧業有每公頃約 2,462 萬的顯著降低，主要種植其他作物的農家生產力相較於畜牧業有每公頃約 2,992 萬的顯著降低，總體來看各主要經營型態間除畜牧業有遠高於其他作物的每公頃產值水準外，食用蕈菇以及花卉的每公頃產值水準也明顯較高，其餘作物經營型態的每公頃產值水準則差異不大。



表 5-1 其他變數對生產力之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
戶長年齡	-0.005	0.004
戶長學歷為國小	0.088 **	0.040
戶長學歷為國中	0.168 **	0.079
戶長學歷為高中	0.406 ***	0.103
戶長學歷為大專以上	0.838 ***	0.287
戶長性別	-0.007	0.055
土地自有比例	-0.815 ***	0.149
勞動人口	0.041 ***	0.012
主要經營類型—米	-32.257 ***	0.867
主要經營類型—雜糧	-32.520 ***	0.872
主要經營類型—特用作物	-31.642 ***	0.865
主要經營類型—蔬菜	-30.953 ***	0.864
主要經營類型—水果	-31.270 ***	0.862
主要經營類型—食用菇蕈	-13.099 ***	1.483
主要經營類型—花卉	-24.620 ***	1.541
主要經營類型—其他作物	-29.921 ***	0.894
截距項	31.562 ***	0.879
R ²		0.037
樣本數		1,637,066
控制年份		有
控制縣市		有

資料來源：本研究自行整理

註：*,**,***分別代表在 10%、5%以及 1%顯著水準下達到顯著

根據表 5-2 的迴歸結果所示，主要變數中土地零碎化指標對農家生產力有顯著的負相關這與大多數文獻的研究結果相符，由於此迴歸結果為分組之總樣本模型，因此係數反映的是臺灣整體農家在農作經營時面臨拓展規模後會導致之多筆農地分散隨之帶來對面積產值降低的效果。本研究在模型建構時已控制了農地面積提升所帶來的效果，所以土地零碎化指標的估計係數在本研究中所表示的含意會更明確的反應農地間離散程度對農家生產力的衝擊，而農地面積提升帶來的效果會由農地面積變數來反映。

從農地面積的係數估計結果中本研究發現，當農民經營時農地的規模越高其生產力會顯著降低，當農地面積每提升 1 公頃時會導致農家生產力在每公頃農地降低約 2 萬元的產值。從農地面積平方值係數上看，由於農地面積平方值的估計係數極小，因此整體來說農地面積對生產力的影響不會出現 u-shape 的情形，但土地零碎化指標對生產力的負相關會隨土地零碎化指標上升而出現下降的情況，可以判斷兩者呈 convex 關係。

在土地零碎化指標的變數估計上的結果就反映了來自於規模提升造成的單位生產力下降的效果，這也是生產經濟學中普遍所認定的結果。而該理論也與本研究的迴歸結果相符，從迴歸結果的估計變數中來看，臺灣整體農業生產在土地離散程度上升後會對農家生產力產生顯著的負向影響，平均而言當農家土地零碎化指標提升 0.1 會導致農家生產力產生每公頃 72.4 萬元的減少，但考慮到其二次函數的影響，應將土地零碎化指標的變動對生產力的影響寫成下列方程式：

$$\partial P / \partial frag = -0.724 + 0.742 * frag$$

其中 P 表示農家生產力，*frag* 表示土地零碎化指標，而根據該結果所示農家土地零碎化指標為約 0.976 時出現生產力最低的情況因而可以判斷土地零碎化指標與生產力之間不僅為 convex 關係還會出現 u-shape 的情形，但土地零碎化指標為範圍在 0 到 1 的變數，因此實際上僅有極少的農民能藉由提升土地零碎化指標增加生產力。

而後藉由表 5-2 的迴歸結果，將 0 至 100 每 10 百分位數的農地耕作面積以及 0 至 0.9 每 0.1 之土地零碎化指標代入迴歸式中，獲得圖 5-1。最後由圖 5-1 去分析農地規模在不同水準下如何影響土地零碎化對生產力的關係，其中橫軸 x 軸所表示的是農地面積的百分位數，其中 y 軸所表示的是土地零碎化指標而垂直軸 z 軸則表示控制了其他變數效果後農地面積以及土地零碎化指標對農家生產力造成的影響，而圖中所示之結果更能反映兩變數的交互關係，相較於迴歸結果有明顯不同。

從該圖中本研究發現非常有趣的結果，對於農地規模在第 10 百分位數以下以及第 60 百分位數以上的農家其農家生產力僅受農地規模影響較明顯，隨著土地生產規模的提升會顯著降低其平均生產力，而對於生產規模在第 20 百分位數至第 50 百分位數的農家，則隨著土地零碎化的變動出現了明顯有 u-shape 的結果。說明在臺灣大多數的農家其土地分割確實會造成生產力有顯著的衝擊但若是分割方式為平均分割使得土地零碎化指標變得較高則有可能反而提升其生產力，而本研究認為這種情況可能來自於農家中多位繼承人分割農地後各自耕作所導致的結果。

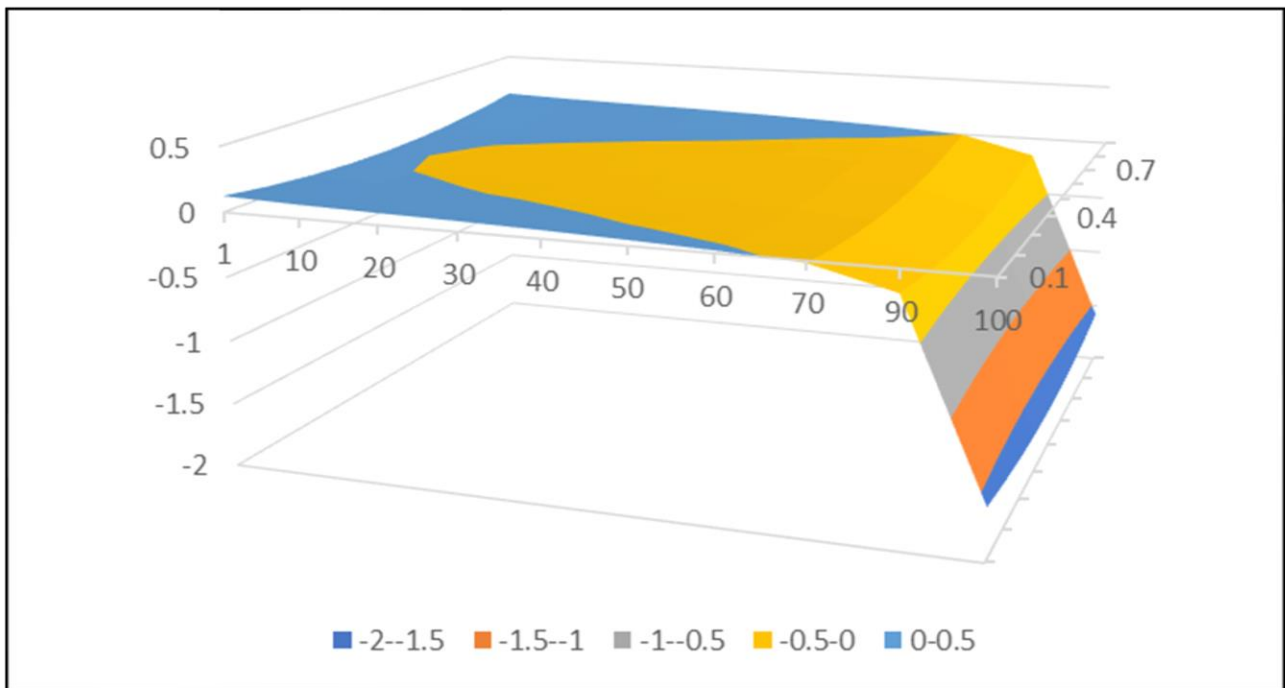
而藉由視覺化分析所獲得之結果與迴歸數學上之結果產生明顯差異，本研究認為是因為土地零碎化的效果在迴歸結果中顯示得為臺灣農家平均生產規模下會出現的結果。藉由將迴歸模型納入視覺分析中，本研究所建構出的圖形能夠發現實際上不同規模水準下土地零碎化會對生產力產生的影響，而從圖中所示，實際上在臺灣第 20 百分位數至第 50 百分位數生產規模的農家其生產力最小值會發生在土地零碎化指標約 0.3 到 0.5 之間。

表 5-2 農家生產規模及土地零碎化指標對生產力之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
農地總面積	-0.199 ***	0.009
土地零碎化指標	-0.724 ***	0.191
農地總面積的平方數	0.001 ***	0.000
土地零碎化指標的平方	0.742 ***	0.267
截距項	0.207 ***	0.030
R ²	0.000	
樣本數	1,637,066	
控制年份	有	
控制縣市	有	

資料來源：本研究自行整理

註：*, **, *** 分別代表在 10%、5% 以及 1% 顯著水準下達到顯著



資料來源：本研究自行繪製

圖 5-1 土地零碎化指標對生產力在不同農家規模水準之關係

由下表 5-3 所示為非主要變數對農用設施投入之影響，在戶長的相關條件變數中，戶長的年齡對農用設施的投入有顯著的負相關，本研究認為這同樣與前段提及之小地主大專業農的施政有所關聯。為鼓勵青年從農政府有針對農用設施的相關補貼就農民來說長期來看農用設施對農業生產肯定有所幫助，但短期成本太高以至於農民不用增加相關開銷，因此有政府補貼的農民才有意願進行投入，而本研究的迴歸結果也反映了當農家戶長的年齡越低對農用設施的投入會越高，但由於每一歲的跨度過小因此係數估計上反映出戶長每提升 1 歲對農用設施投入的影響不足 1%。

戶長在不同教育程度對農用設施投入情況的結果則非常有趣，戶長在教育程度為國小、國中以及高中教育程度時相較於沒受教育的戶長在進行農用設施投入決策時，皆會顯著增加對農用設施的投入但教育程度到大專以上的戶長反而會出現顯著減少農用設施投入的情況。從迴歸結果中的係數估計來看國小學歷的戶長會有約 0.2% 的農用設施投入佔比的提升，國中學歷的戶長會有約 0.6% 的農用設施投入佔比的提升，高中學歷的戶長有約 0.5% 的農用設施投入佔比的提升，大專以上學歷的戶長會有約 0.4% 的農用設施投入佔比的減少，本研究認為這可能來自於高學歷戶長會有分配收入來源的情況，較高學歷的戶長可能除農業收入外會投入資本至其他非農業收入中，因此戶長的農用設施投入情況會在國中以下學歷的戶長隨學歷提升而提升，到高中學歷的戶長則投入情況會有所降低，相關推論能從後段討論勞力投入關係更好的解釋並且發現前後一致的結果。戶長的性別對農用設施的投入在臺灣整體農業環境中僅有較小顯著的差異，從係數上來看男性戶長相較女性戶長在農用設施的投入上平均差異約 0.1%。

在農家稟賦的相關變數中，土地是否為農家自有的變數對農用設施投入有顯著的負相關，其係數估計結果顯示每當土地自有比例提升 1% 時農用設施投入會有約 0.032% 顯著降低。這部分本研究認為同樣也來自於小地主大專業農的施政情況，是當中對佃農的相關補貼，當農民的耕作土地不為自有時農民為鼓勵佃農

持續耕作會對其補貼，才使得土地自有比例數對農用設施投入有顯著的負相關，同時可能也有部分效果來自於因農地為自有所以沒有生產壓力，進而降低生產要素投入有關。

勞動年齡人口的多寡則與農用設施投入有顯著的負相關，足以看見人力投入與資本建設的投入在臺灣農業經營環境中屬於替代財。當然家戶中人力資源的提升勢必能減少農用設施的需求程度，因此最終樣本估計出勞動年齡人口的多寡則與農用設施投入有顯著的負相關但每提升 1 為勞動人口對於降低農用設施的效果約 0.1%。

最後一類變數則是農家主要經營型態，同樣因本迴歸中以畜牧業為基準，又畜牧業相較於其他種類的經營型態來說農用設施需求較高，僅有食用蕈菇這類高度需要遮陽以及花卉需要特殊照顧的農作類型比畜牧業投入更高比例的農用設施。除此之外其餘的經營類型相較畜牧業投入農用設施的比利皆低了許多。主要種植米的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 15.1%的顯著降低，主要種植雜糧的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 13.4%的顯著降低，主要種植特用作物的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 6.4%的顯著降低，主要種植蔬菜的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 3.3%的顯著降低，主要種植水果的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 4.2%的顯著降低，主要種植食用菇蕈的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 62.4%的顯著提升，主要種植花卉的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 29.6%的顯著提升，主要種植其他作物的農家農用設施投入相較於畜牧業有約 12.2%的顯著降低。

表 5-3 其他變數對農用設施投入影響之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
戶長年齡	0.000 ***	0.000
戶長學歷為國小	0.002 ***	0.001
戶長學歷為國中	0.006 ***	0.001
戶長學歷為高中	0.005 ***	0.001
戶長學歷為大專以上	-0.004 ***	0.001
戶長性別	0.001 *	0.000
土地自有比例	-0.032 ***	0.001
勞動人口	0.001 ***	0.000
主要經營類型—米	-0.151 ***	0.002
主要經營類型—雜糧	-0.134 ***	0.002
主要經營類型—特用作物	-0.064 ***	0.002
主要經營類型—蔬菜	-0.033 ***	0.002
主要經營類型—水果	-0.042 ***	0.002
主要經營類型—食用菇蕈	0.624 ***	0.006
主要經營類型—花卉	0.296 ***	0.004
主要經營類型—其他作物	-0.122 ***	0.002
截距項	0.122 ***	0.003
R ²		0.131
樣本數		1,637,066
控制年份		有
控制縣市		有

資料來源：本研究自行整理

註：*, **, *** 分別代表在 10%、5% 以及 1% 顯著水準下達到顯著

農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入的模型迴歸結果如下表 5-4 所示，由於農用設施投入如第三章表 3-2 所示其均數非常低，尤其在圖 3-7 中可看出農地面積與農用設施投入的關聯全距僅在 0.04 到 0.08 之間。因此可以看到各變數迴歸係數就算大多非常顯著但係數幾乎接近於 0，也就是各變數的單獨影響皆導致不足百分之一的農用設施投入差異。

農地面積的變數對農用設施投入有顯著的負向影響，而此反應的則是在農家生產規模提升的情況下對於農用設施投入的面積比例會降低，可能代表在臺灣整體的生產環境下平均農用設施的成本每公頃的提升會超過每公頃的收益，因此規模較大的農家會不願意投入農用設施。在係數上來說生產規模的提升對農用設施的投入雖有顯著下降但其提升每公頃的影響約 0.4%，而結合平方項的影響與生產力相似，平方項的係數過小不足以使農地面積對農用設施投入關係出現 u-shape 的關係，但同樣能判斷其為 convex 函數的關聯。

主要變數中土地零碎化指標對農用設施投入有顯著的正相關，在臺灣整體農業環境中農用設施的投入情形從原始資料來看是非常稀少的，因此本研究認為土地零碎化來自於農家有多塊農地可以進行不同的耕作決策就如 Ciaian et al. (2018) 以及 Yu et al. (2022) 的文獻中提出，土地零碎化有利於生產多元的作物進行風險分散提升平均生產力。本研究的結果可能也來自相似情況只是此時土地零碎化為農家帶來的是決策上的多元化，在大多農民不願投入農用設施的大環境中，有多塊農地的農家就有了更高的風險承受力去嘗試投入農用設施的生產模式，總體而言當土地零碎化指標提升 0.1 時，會帶來農用設施投入佔總面積的比例提升 1.38%。而結合平方項來看考慮到其二次函數的影響，應將土地零碎化指標的變動對農用設施投入的影響寫成下列方程式：

$$\partial B / \partial frag = 0.138 - 0.128 * frag$$

其中 B 表示農家所投入之農用設施之農地佔全家農地總面積之比例，而根據該結果判斷農用設施投入比例的最高點會出現在土地零碎化指標為約 1.08 時，但

土地零碎化指標的變數範圍為 0 至 1，因此不會出現 u-shape 的關係，而兩者之間會呈 concave 函數關係。

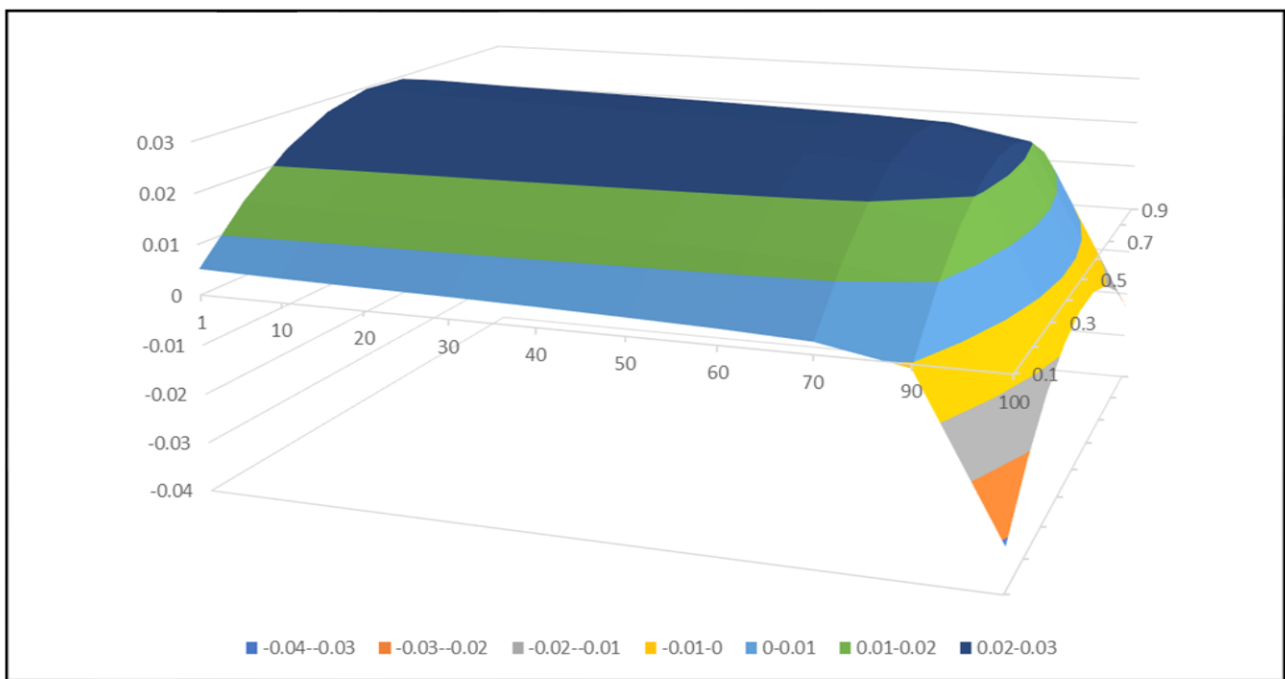
同樣結合圖 5-2 進行土地零碎化在不同農地規模下對農用設施投入的分析，其中橫軸 x 軸所表示的是農地面積的百分位數，其中 y 軸所表示的是土地零碎化指標，而垂直軸 z 軸則表示控制了其他變數效果後農地面積以及土地零碎化指標對農用設施投入造成的影響，而圖中所示同樣顯示了實際情況與迴歸結果所示之不同。從圖中所示，整體而言生產規模在第 90 百分位數以下的農家其農用設施投入的情況大多相同，也就是說大部分農民的農用設施投入不受生產規模影響，而會因土地零碎情況而有所改變，而圖中所示土地零碎化指標在約 0.2-0.7 的情況下會有較高的農用設施投入水準，這可能與政府補貼農用設施投入有所上現有關，而由於每戶有相關限制以及需要一定的生產規模才能申請因此過於零散反而會減少其農用設施投入的情況，因而出現了在土地零碎化指標為 0.5 時有最高的農用設施投入水準發生的結果。

表 5-4 農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入影響之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
農地總面積	-0.004 ***	0.000
土地零碎化指標	0.138 ***	0.003
農地總面積的平方數	0.000 ***	0.000
土地零碎化指標的平方	-0.128 ***	0.005
截距項	-0.007 ***	0.000
R ²	0.006	
樣本數	1,637,066	
控制年份	有	
控制縣市	有	

資料來源：本研究自行整理

註：*, **, *** 分別代表在 10%、5% 以及 1% 顯著水準下達到顯著



資料來源：本研究自行繪製

圖 5-2 土地零碎化指標對農用設施投入在不同農家規模水準之關係

由表 5-5 所示，其他變數中戶長的相關條件變數，戶長的年齡對農藥投入有顯著的負向影響，本研究認為其主要來自於不同年齡層對農藥危害的認知不同。較為年輕的戶長對於農藥的危害較為客觀而年齡較高的戶長對此則較為保守，就算大多數農民都還是會施用農藥但還是能在統計結果中看出顯著差異，不過其年齡所造成的農藥施用差異在 1 歲之差間差距約 0.1%。

戶長在不同教育程度對農藥投入情況的結果，也與農用設施投入的情況有異曲同工之妙，在農藥投入上隨著戶長的教育程度提升與農用設施投入相同一樣有先升後跌的情況，只是農藥投入的增高點是出現在學歷在國小的戶長上，而後隨著戶長的學歷提高農要的施用隨之降低，本研究認為主要有兩項因素導致這樣的結果，第一點與農用設施投入在高學歷戶長的農家有投入減少的情況相同，來自於高學歷戶長會有分配收入來源的情況，較高學歷的戶長可能除農業收入外會投入資本至其他非農業升中，因此不管農用設施或是農藥的投入在戶長學歷較高的農家都會有所減少。第二點對於學歷較高的戶長來說會更願意學習新的生產方式去取代農藥使用，不管是生物防治、有機生產等能降低農藥使用的新的耕作方式可能都需要一定的學習能力才能實踐，因此雖然學歷高對農藥危害程度的觀念可能也會更客觀，但同時也有更多替代方案，綜合上述兩點才使的戶長在國小程度學歷時會提升農藥施用比例約 0.4%，而到了國中以上學歷的戶長則分別在國中、高中以及大專以上教育程度上約 0.2%、0.6%以及 3.2%的顯著降低。

戶長的性別對農藥投入在臺灣整體農業環境中就出現了顯著的差異，從係數上來看男性戶長相較女性戶長在農藥投入上平均多出了約 1.6%。可以見得在農藥危害觀念上性別會出現決策上的差異，女性可能平均上較男性來得保守，因此才出現了顯著正相關的結果。

農家稟賦的相關變數中，土地是否為農家自有的變數對農藥投入同樣有顯著的負相關，其係數估計結果顯示每當土地自有比例提升 1%時農藥投入會有約 0.025%顯著降低。本研究認為該結果有部分同樣來自於因農地為自有所以沒有生

產壓力，進而降低生產要素投入的關係，而其餘的因素則還有可能來自於農家對於土地的作物產出有更高的機率會出現自用的情形，在自用的情況下首先對於品相要求就不會太在意而是更在乎是否安全，從而降低農藥的使用。

勞動年齡人口的多寡則與農藥投入有顯著的正相關，正如本段前項所述，如今臺灣的農業經營還沒有高度機械化，噴灑農藥仰賴勞力投入，因此農家生產規模提升在勞力相同的情況下對農藥的投入有顯著下降，相反當農家勞力人口上升時對農藥的施作便會產生正向的幫助。因此悉數估計上出現顯著的正相關，不過每一位勞動人扣的增加對於農藥投入的比利僅有約 0.3% 的提升。

農家主要經營型態中，由於以畜牧業為基準除少數農牧共作的農家外畜牧業績戶不會有農藥的投入，因此除完全無需投入農藥的食用蕈菇其農家會較畜牧業投入更少農藥外其餘農家經營型態皆較畜牧業投入更多的農藥。主要種植米的農家農藥投入相較於畜牧業有約 21% 的顯著提升，主要種植雜糧的農家農藥投入相較於畜牧業有約 11% 的顯著提升，主要種植特用作物的農家農藥投入相較於畜牧業有約 12.7% 的顯著提升，主要種植蔬菜的農家農藥投入相較於畜牧業有約 17.8% 的顯著提升，主要種植水果的農家農藥投入相較於畜牧業有約 23.5% 的顯著提升，主要種植食用菇蕈的農家農藥投入相較於畜牧業有約 34.7% 的顯著降低，主要種植花卉的農家農藥投入相較於畜牧業有約 22.9% 的顯著提升，主要種植其他作物的農家農藥投入相較於畜牧業有約 16.3% 的顯著提升。

表 5-5 其他變數對農藥投入影響之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
戶長年齡	-0.001 ***	0.000
戶長學歷為國小	0.004 ***	0.001
戶長學歷為國中	-0.002 *	0.001
戶長學歷為高中	-0.006 ***	0.001
戶長學歷為大專以上	-0.032 ***	0.001
戶長性別	0.016 ***	0.001
土地自有比例	-0.025 ***	0.001
勞動人口	0.003 ***	0.000
主要經營類型—米	0.210 ***	0.003
主要經營類型—雜糧	0.110 ***	0.003
主要經營類型—特用作物	0.127 ***	0.003
主要經營類型—蔬菜	0.178 ***	0.003
主要經營類型—水果	0.235 ***	0.003
主要經營類型—食用菇蕈	-0.347 ***	0.008
主要經營類型—花卉	0.229 ***	0.003
主要經營類型—其他作物	0.163 ***	0.004
截距項	0.648 ***	0.005
R ²		0.119
樣本數		1,637,066
控制年份		有
控制縣市		有

資料來源：本研究自行整理

註：*, **, *** 分別代表在 10%、5% 以及 1% 顯著水準下達到顯著


農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入的情況與農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入的情況相近，但不同的是農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入的結果來自於各種情況下農藥投入比例皆非常高。各個變數都有顯著影響的同時估計係數卻非常小，根據表 5-6 我們可以看到土地零碎化指標估計的相關性與對農用設施投入的情況相似。

主要變數中土地零碎化指標對農藥投入有顯著的負相關，如本研究所說從原始資料來看各農家幾乎都是對農藥有高度投入，但土地零碎化指標對其確有顯著的負相關，這與農用設施投入的情況正好相反。根據本研究前段的推論又認為這樣的情況同樣來自於土地零碎化為農家帶來決策上的多元化，同樣擁有多塊農地的農家有較高的風險耐受程度進行決策分配，嘗試有機栽種這等提升產品單價的生產模式，從而導致土地零碎化指標對農藥投入有顯著的負相關，每當土地零碎化指標上升 0.1 時，有農藥投入的土地面積佔比會降低約 1.84%。同樣結合二次項估計將土地零碎化指標的變動對農藥投入的影響寫成下列方程式：

$$\partial M / \partial frag = -0.184 + 0.183 * frag$$

其中 M 表示農家所投入之農藥之農地佔全家農地總面積之比例，而根據該結果判斷農藥投入比例的最高點會出現在土地零碎化指標為約 1.01 時，但同樣因土地零碎化指標的變數範圍為 0 至 1，因此不會出現 u-shape 的關係，而兩者之間會呈 convex 函數關係。

農地面積的變數則與農用設施投入的情況相同，其對農藥投入一樣有顯著的負向影響，而此反應的則是在農家生產規模提升的情況下對於農藥投入的面積比例會降低。本研究認為原因是來自規模的提升會不利農藥的施用，如今臺灣的農業經營還沒有高度機械化，噴灑農藥仰賴勞力投入，因此農家生產規模提升在勞力相同的情況下對農藥的投入有顯著下降但其提升每公頃的影響程度 0.2%。而結合平方項的影響同樣與生產力相似，平方項的係數過小不足以使農地面積對農用設施投入關係出現 u-shape 的關係，但能判斷其為 convex 函數的關聯。



結合圖 5-3 進行土地零碎化在不同農地規模下對農藥投入的分析，其中橫軸 x 軸所表示的是農地面積的百分位數，其中 y 軸所表示的是土地零碎化指標而垂直軸 z 軸則表示控制了其他變數效果後農地面積以及土地零碎化指標對農藥投入造成的影響。而農藥投入與農用設施投入的情況相比較可以發現非常有趣的現象，在敘述統計中本研究發現這兩項投入的決策在臺灣整體農業現況中，各農家的差異較小，在農用設施投入的結果中也確實發現這個現象，不過兩者的差異在於農用設施在臺灣農業中屬於投入水準普遍較低的要素，而農藥則相反為普遍較高的要素，因此本研究在農藥投入的視覺化分析結果中發現與農用設施投入完全相反的情況。

在圖 5-3 中所示整體而言農地規模以及土地零碎化對農藥投入的決策主要為負面影響，而同樣在第 90 百分位數以下之農地規模的農家間其農藥投入決策差異較低，主要同樣僅受土地零碎化指標影響。在規模水準超過第 90 百分位數後的農家其農藥施用水準才會隨農地規模的上升劇烈降低，而土地零碎化指標在各生產規模水準下的影響則沒有太大的差異，整體而言土地零碎化指標在 0.4 到 0.6 之間會出現投入水準最低的結果。

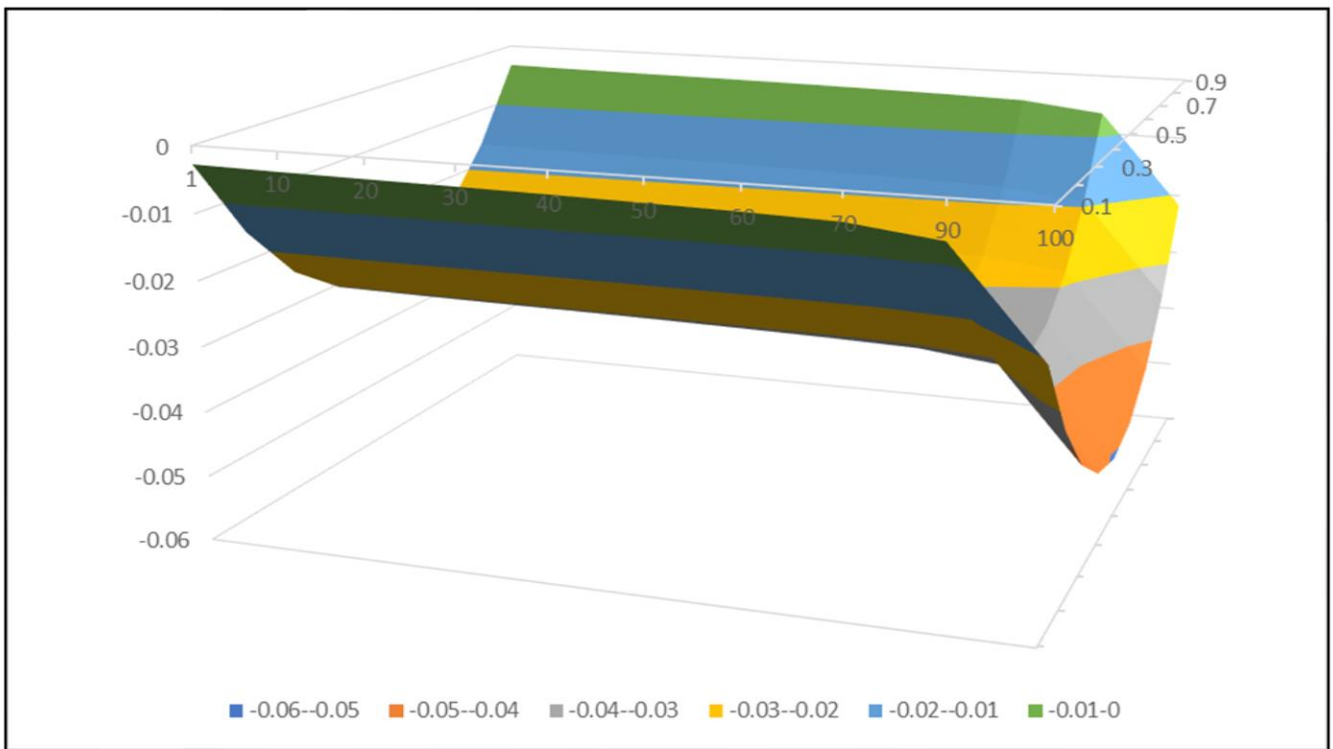
而結合農用設施以及農藥投入的結果所示，當土地零碎化落在一定水準時會較容易出現與常態情況相反的決策，不過土地零碎化指標過高時這種現象又會消失，本研究認為除農用設施與政策有關外，農家持有土地可能會有幾塊較小或是零碎的土地，而農家可能會想藉此嘗試不同的耕作模式去學習新的耕作技術。為避免風險就會利用這些較小面積的農地進行測試，導致了與主流決策相反的決策行為會高度出現在土地零碎化水準約 0.5 左右時的結果。

表 5-6 農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入影響之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
農地總面積	-0.002 ***	0.000
土地零碎化指標	-0.184 ***	0.004
農地總面積的平方數	0.000 ***	0.000
土地零碎化指標的平方	0.183 ***	0.007
截距項	0.014 ***	0.000
R ²	0.006	
樣本數	1,637,066	
控制年份	有	
控制縣市	有	

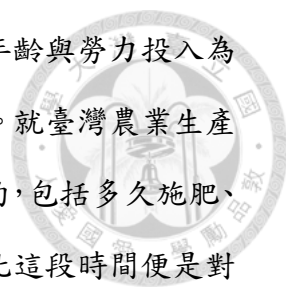
資料來源：本研究自行整理

註：*, **, *** 分別代表在 10%、5% 以及 1%



資料來源：本研究自行繪製

圖 5-3 土地零碎化指標對農藥投入在不同農家規模水準之關係



由表 5-7 所示，其他變數中在戶長的相關變數條件，戶長年齡與勞力投入為顯著的負相關，本研究認為這與勞動能力也就是體力有所關聯。就臺灣農業生產的現況來說，各項作物的農忙期間同常依各作物的不同是固定的，包括多久施肥、多久施用農藥等，而除此之外的時間則是日常維護及巡視，因此這段時間便是對於勞力投入的變動所擁有的彈性，當然體能較好的戶長會願意投入更多時間在這段時間中以期更高的收益，而體能較差的戶長可能就無法太過頻繁的下田耕作，因此導致了戶長年齡與勞力投入為顯著的負相關的結果，而每 1 歲的戶長年齡差異對勞力投入的影響約為每年每公頃不足 0.01 天。

針對戶長的教育程度與勞力投入的關係，就會與本研究前段兩項投入要素的結果與推測高度相關，從本段之迴歸結果來看，戶長的教育程度對勞力投入與戶長的教育程度對前段兩項投入要素的結果高度相符，又本研究在前段都提出了一項重要的推測為高學歷戶長會有分配收入來源的情況，較高學歷的戶長可能除農業收入外會投入資本至其他非農業升入中。從本迴歸結果中能清楚發現確實相同勞力人口的條件下，較高學歷的戶長會減少農業工作上的勞力投入，而且不僅在個人而是在家庭，以此結果回推前兩段的推測因為勞力投入的減少而降低農藥得施用，並且由於家戶會有非農業的所得需要投入因此會降低農用建設這項非必要支出。而總體來說當農家戶長的學歷在國小時相較於未受教育的戶長平均會增加約 0.125 天的勞力投入，戶長的學歷在國中時平均會減少約 0.20 天的勞力投入，戶長的學歷在高中時平均會減少約 0.45 天的勞力投入，而當戶長的學歷在大專以上時平均會減少約 0.84 天的勞力投入。

戶長的性別對勞力投入的要素也產生了顯著的正相關，正如戶長年齡對勞力投入的影響，性別對勞力投入的影響可能也來自於戶長體能上的差距。這樣的結果無關性別對決策的優劣而是本身身體尚無法改變的差異，加上考量女性戶長相較於男性戶長我們可以推估其家戶人口組成可能女性比例也較高，因此戶長的性別對勞力投入的要素也產生男性戶長在勞力的投入上要高於女性戶長，平均高出

約 0.08 天。

農家稟賦的相關變數中，土地是否為農家自有的變數對勞力投入的效果也與本節土地自有比例對前兩項要素的影響一至，同樣出現顯著的負相關。而這裡的期時再度證實本研究的推測農地為自有所以沒有生產壓力，進而降低生產要素投入確實在各種要素中皆沒有例外，與對於勞動力的研究也高度相符，從變數估計上我們會發現，每當土地自有的比例提高 1% 平均會降低勞力投入不足 1 天。

勞動人口與農地面積同樣為直接影響勞力投入指標的變數，家戶中的勞力人口越多時當然能夠投入用農作的勞動力也就越多。本研究的迴歸結果顯示每當家戶中的勞動人口增加 1 人時，會顯著的增加家戶在農業耕作時的勞力投入平均約 0.22 天。

在主要經營型態的變數中，作為基準的畜牧業相較除種植食用蕈菇外的農家而言，由於沒有農忙與農閒時間的差異因而會對勞力投入有更高的需求，而食用蕈菇則是生產周期較短又除作物本身外還要根據期種植方式處理椴木、太空包等不同工作，因此平均勞力投入比畜牧業更高。主要種植米的農家勞力投入相較於畜牧業有約 5.84 天的顯著降低，主要種植雜糧的農家勞力投入相較於畜牧業有約 5.44 天的顯著降低，主要種植特用作物的農家勞力投入相較於畜牧業有約 4.93 天的顯著降低，主要種植蔬菜的農家勞力投入相較於畜牧業有約 3.75 天的顯著降低，主要種植水果的農家勞力投入相較於畜牧業有約 4.86 天的顯著降低，主要種植食用菇蕈的農家勞力投入相較於畜牧業有約 0.63 天的顯著提升，主要種植花卉的農家勞力投入相較於畜牧業有約 1.88 天的顯著提升，主要種植其他作物的農家勞力投入相較於畜牧業有約 3.48 天的顯著降低。

表 5-7 其他變數對勞力投入之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
戶長年齡	-0.004 ***	0.000
戶長學歷為國小	0.125 ***	0.013
戶長學歷為國中	-0.192 ***	0.015
戶長學歷為高中	-0.454 ***	0.017
戶長學歷為大專以上	-0.843 ***	0.019
戶長性別	0.081 ***	0.009
土地自有比例	0.403 ***	0.014
勞動人口	0.216 ***	0.002
主要經營類型—米	-5.843 ***	0.077
主要經營類型—雜糧	-5.435 ***	0.079
主要經營類型—特用作物	-4.929 ***	0.080
主要經營類型—蔬菜	-3.752 ***	0.079
主要經營類型—水果	-4.864 ***	0.078
主要經營類型—食用菇蕈	0.629 ***	0.176
主要經營類型—花卉	-1.883 ***	0.100
主要經營類型—其他作物	-3.484 ***	0.097
截距項	10.080 ***	0.173
R ²		0.120
樣本數		1,637,066
控制年份		有
控制縣市		有

資料來源：本研究自行整理

註：*, **, *** 分別代表在 10%、5% 以及 1% 顯著水準下達到顯著

最後從表 5-8 所示，主要變數中土地零碎化指標對勞力投入有顯著的負相關，可能情況根據本研究推論有兩點。第一點如同其他兩項投入的結果所說土地零碎化為農家帶來決策上的多元化，而其中部分農地的休耕或輪作也是多元的決策之一，在此情況下，相同面積的農戶間土地零碎化指標較高的農家確實會降低勞力的投入。第二點土地零碎化使得勞動力難以分配若是農地間距離過高可能會使得家戶的勞動力位減少通勤而使其減少日常維護的頻率，因此導致了勞力投入天數的減少。總體來說當土地零碎化指標上升 0.1 時，農家所投入的勞力平均每年每公頃會顯著減少約 1.50 天。與其他被解釋變數迴歸結果不同的是，土地零碎化指標的平方項係數明顯較小考量土地零碎化指標的變數範圍，其與勞力投入的關係明顯不會出現 u-shape 的情況，僅能判斷其關係會呈 convex 的情況。

而農地面積的變數對勞力投入的影響為顯著的負相關，而這個結果本身是可以直接預期的，因為就第三章的變數定義中勞力投入本就是根據每公頃農地每年的農作天數，因此當農地面積提升，相同勞動人口的家戶其每公頃所能投入的勞力便會減少。而當農家在提升耕作面積時每公頃的更作面積提升會使得勞力投入在每年每公頃會減少約 0.62 天。同樣結合平方項進行分析，農家生產規模對勞力投入的關係同樣呈現 convex 的函數關係，不會出現 u-shape 的情況。

由圖 5-4 來看，其中橫軸 x 軸所表示的是農地面積的百分位數，其中 y 軸所表示的是土地零碎化指標而垂直軸 z 軸則表示控制了其他變數效果後農地面積以及土地零碎化指標對勞力投入造成的影響。這張圖中有一項很有趣的現象相較於其他兩種投入要素農地面積似乎同樣在到了一定水準後才會大幅影響該投入要素的決策，但雖然生產規模在第 70 百分位數前的農家勞力投入要素水準沒有受農地規模有太大的影響但農地規模的上升卻會提升土地零碎化對勞力投入的負面效果。

從圖 5-4 所示，隨著農地規模的上升因土地零碎化所導致的單位面積勞力的減少會越容易發生，而不同於其他結果土地零碎化對勞力投入僅存在負面關係，

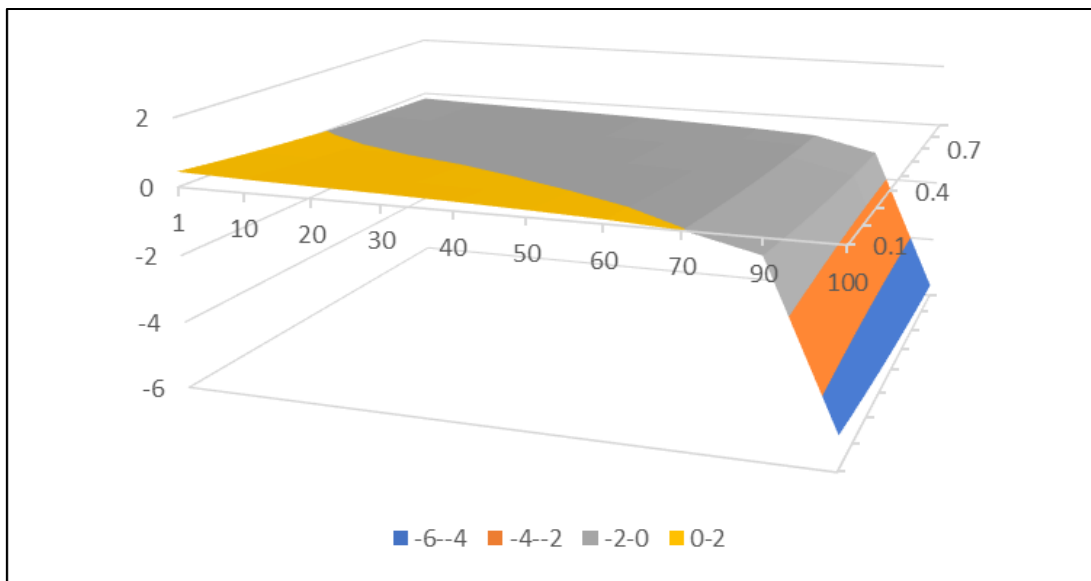
沒有 u-shape 的情況發生。這主要來自於人力資源投入的限制會受空間、勞力限制，也說明了農地規模與土地零碎化對勞力投入的影響會相互疊加的結果，因為人的體力有限因此農地規模的上升會使的每單位的農地所受照顧減少，而當這些農地分散後更會使得勞力在農地間移動時有所耗損因而當農地總面積不但大又分散時會劇烈降低單位面積勞力的投入。

表 5-8 農家生產規模及土地零碎化指標對勞力投入影響之總樣本估計結果

變數名稱	估計係數	標準誤
農地總面積	-0.619 ***	0.014
土地零碎化指標	-1.500 ***	0.054
農地總面積的平方數	0.002 ***	0.000
土地零碎化指標的平方	0.697 ***	0.083
截距項	0.649 ***	0.010
R ²	0.039	
樣本數	1,637,066	
控制年份	有	
控制縣市	有	

資料來源：本研究自行整理

註：*, **, *** 分別代表在 10%、5% 以及 1% 顯著水準下達到顯著



資料來源：本研究自行繪製

圖 5-4 土地零碎化指標對勞力投入在不同農家規模水準之關係

第二節 依不同作物經營類型分組之樣本模型迴歸結果

根據第一節的迴歸結果及分析本研究能夠獲得臺灣農業整體的生產力及要素投入之決策情況，但在農家主要經營型態的變數效果只能反映出該種類作物的價值無法反映其更細節的差異，因此本研究更進一步將樣本根據不同經營型態分類，按農家主要經營型共分九類進行迴歸分析以期發現各種作物間在種植、產銷以及政策間的差異所導致的農家生產力與要素投入決策上的不同。


本節將分為四個部分分別為各解釋變數對農家生產力的影響、各解釋變數對農用設施投入的影響、各解釋變數對農藥投入的影響以及各解釋變數對勞力投入的影響，並每一部分都將按九種作物的經營型態進行討論最後會在本章第三節中討論其結果間的異同。第一部分各解釋變數對農家生產力的影響如下表 5-5 所示，由該迴歸結果中本研究能發現在影響農家生產力的結果中各解釋變數在不同類型的經營形態中有不同的顯著結果，以下將分成九段進行分析。

一、主要經營類型—米

首先就主要變數的土地零碎指標中，本研究發現在以種植米為主要經營型態的農家中土地零碎程度對於農家生產力沒有顯著影響，從係數上來看甚至平均上有些許提升，但根據本研究的推測這樣的結果非常合理。米在各個國家皆為戰略物資，因此為維持米的供應穩定各國對於米的生產都有進行相應的補貼，而在臺灣則是採行雙軌制，分別為保價收購以及直接給付，其中直接給付便使得米農無須高效生產，只須提升生產面積便能獲得補助，因此導致了米農的單位面積產值與土地零碎化脫勾僅與生產面積有關。

而農地面積變數對農家生產力生產則出現顯著的正相關，主要還是受政策影響，為獲得更高的收益米農會盡量增加生產，因此生產規模較高的農家會有更高的產量區獲得保價收購的補貼，因此相較其他農民能獲得更高的收益。在農家生產規模增加 1 公頃的情況下，農家生產力每公頃會上升約 3,000 元。

米農的戶長年齡則是與生產力有顯著的正相關，可能來源於稻米的銷路不同



於其他農作物，沒有經過批發市場除了繳交公糧外許多銷售通路都是農民與販運商之間的合作以及自己的通路，因此年齡較高的戶長其經營時間長合作對象早已成熟穩定，所以相較年齡低的米農有更大的優勢，不過年齡間的跨度過小難以看出效果，當戶長每增加 1 歲對生產力僅有不到 1 萬元的提升。在戶長教育程度的變數對生產力的影響中其結果與總樣本中戶長教育程度對三項投入要素的影響相似，同樣有先升後降的情況，大致上農家戶長的教育程度在小學、國中、高中以及大學的水準時對生產力的影響都相較沒受教育的戶長會有所提升，提升最高的為高中學歷的戶長，但其實提升幅度沒有很大的差異，國小學歷的戶長會有每公頃 2 萬元產值生產力的顯著提升，國中學歷的戶長會有每公頃 2 萬元產值生產力的顯著提升，高中學歷的戶長會有每公頃 3 萬元產值生產力的顯著提升，而大專以上的戶長會有每公頃 2 萬元產值生產力的顯著提升。而戶長的性別在米農樣本中出現了顯著的影響，其中男性戶長相較於女性戶長有每公頃 1 萬元產值生產力的顯著提升。

在農家稟賦的相關變數中，農地自有比例與總樣本相同出現了生產力的降低，每當農家的農地自有比例提升 1% 會降低每公頃約 1.6 萬元產值生產力的顯著降低。而農家的勞動人口與米農生產力的關係也有顯著的正相關，每當米農家戶中增加 1 名勞動人口會對其生產力有每公頃約 1 萬的顯著上升。整體而言米農與總樣本的結果差異不算太大，主要差異是來自於稻米的補貼政策對於其生產力與農地離散程度脫鉤，最終導致土地零碎指標對農業投入的單位面積產值沒有顯著的影響。

二、主要經營類型—雜糧

主要變數的土地零碎指標中，本研究發現在以雜糧為主要經營型態的農家中土地零碎程度對於農家生產力出現了顯著的正向影響，本研究推論相較於稻米的給付政策，對於雜糧類的給付根據綠色環境給付計畫中可以發現主要是以契作的形式，因此農民生產前大多有了定量的生產目標，而若有多餘土地還能種植其他

政策作物，因此土地零碎指標所反映的土地零碎程度，能夠讓農民更有效的去分配種植不同作物。該結果與 Ciaian et al., 2018 以及 Yu et al., 2022 的研究結果不謀而合，平均而言當以雜糧為主要經營型態的農家其土地零碎指標上升 0.1 時會使其每公頃農地的產值上升約 8,000 元。

而針對農地面積的變數估計結果，可以發現雜糧的政策效果使其產量與收入脫鉤的程度比稻米小。從結果來看雖然政策針對耕作面積進行補貼，所獲得的收益與產量脫鉤導致農地面積的變數估計結果雖然有相關但係數較小，不過較稻米的脫鉤程度較低，因此每當農家提升 1 公頃的耕作面積對其每公頃的產值還是出現了 1 萬元的影響。

戶長相關變數中，戶長年齡的變數與生產力有顯著的負相關，年輕戶長相較於年長的戶長有較高的生產優勢可能來自農家勞動力的影響，因此使得年輕戶長相較於年長的戶長有較高的生產力，在 1 歲間的差距不足 1 萬。糧農的戶長教育程度的變數對生產力的影響中其結果也與總樣本中戶長教育程度對三項投入要素的影響相似，同樣有明顯的先升後降，相較於未受教育的戶長，其餘戶長在國小學歷時會有最高的顯著正相關，但到了國中以上學歷的戶長就變成的沒有顯著相關，不過係數上有明顯隨學歷上升而下降，國小學歷的戶長有每公頃 3 萬元的顯著上升，其餘學歷隨沒有顯著但隨學歷的提升分別在國中學歷有平均每公頃 2 萬的上升，高中學歷有平均每公頃 1 萬元的上升，而到大專學歷後出現了平均每公頃 4 萬元的下降。戶長的性別在糧農的樣本中同樣出現了顯著影響，男性戶長相較女性戶長在每公頃的產值中有 4 萬元的顯著提升。

農家稟賦的相關變數中，農地自有比例與總樣本的各项模型同樣出現了負相關。每 1% 的農地自有比例上升會使每公頃的產值出現約 3.4 萬的顯著降低。除此之外勞動人口的提升則對糧農的農家生產力有顯著的提升每當家戶中增加 1 名勞動人口會顯著提升每公頃約 2 萬元的產值。雜糧作物的性質以及產銷情況本就類似於稻米，因此眾多變數的估計情形與米農樣本都很相似，主要因為政策的

些許差異在土地零碎化變數上會因多元作物的種植受益而出現顯著正相關。

三、主要經營類型—特用作物

主要變數的土地零碎指標中，特用作物中的涵蓋作物種類較米與雜糧多樣，但當中的大多作物包括甘蔗、油茶以及綠肥等都同樣為政策補貼的作物，而其政策與雜糧相同為戰略契作的補貼對象，因此在相同的政策措施中也出現了相同的結果，土地零碎指標在種植特用作物的農家樣本中出現了顯著的負相關，平均土地零碎化指標每上升 0.1 會提升單位面積產值約 1.2 萬元。

農地面積的變數在種植特用作物的農家樣本中也與同樣出現顯著的負相關，與雜糧作物相互對照可以發現這兩項被涵蓋在相同政策中的經營類型，在兩項重點指標中出現一致的迴歸結果正好能前後應證本研究推測的合理性，而特用作物的農地面積在出現每公頃的上升時會導致單位面積產值出現約 5 萬的顯著下降。

在農家戶長相關變數中，戶長的年齡與雜糧作物同樣出現負相關，而當戶長年齡在 1 歲之間的增長會有不足 1 萬元的顯著提升。戶長教育程度的變數在種植特用作物的農家樣本中也同樣有先升後降的情況，在不同學歷的戶長中，國中及高中學歷的戶長相較未受教育的戶長有最高的生產力提升，而到大專以上學歷則雖同樣有所提升但提升幅度略微下降，國小學歷的戶長在生產力有每公頃 14 萬的提升，國中及高中學歷的戶長提升幅度達到了每公頃 16 萬，而大專以上學歷的戶長則在每公頃提升了 11 萬元。最後戶長的性別在種植特用作物的農家樣本中就沒有出現顯著的影響，僅在平均上男性戶長較女性戶長高出了每公頃 4 萬元。

農家稟賦的相關變數中，農地自有比例依然出現了顯著的負相關，自有農地的面積比例每提升 1% 會使得生產力出現每公頃約 4.8 萬的降低。而農家勞動人口也同樣是出現顯著的負相關，每當農家中多出 1 名勞力人口，會顯著提升農家生產力約每公頃 1 萬元。

四、主要經營類型—蔬菜

在土地零碎化指標的變數結果對菜農樣本的生產力影響就與總樣本相同，出現了顯著的負相關，在該迴歸結果中顯示了農地的零散程度對於菜農的生產限制，每當菜農的耕作土地零碎指標提升 0.1 時毀使其每公頃的產值下降約 2.5 萬元。而農地面積的提升對於菜農生產力的影響也出現了顯著的負相關，在菜農樣本中生產規模的每公頃提升會對農家生產力出現每公頃約 9 萬元的顯著下降。從上述兩項變數來看沒有政策強力介入或其他產銷特色的影響下，產值沒有與產量脫鉤因此在土地零碎化及農地面積的變數迴歸結果都與總樣本相同。

在戶長相關變數中，戶長年齡對菜農的生產力出現了顯著的負相關，本研究推論與現今蔬菜保鮮技術有關，如今蔬菜能藉由社被保鮮在非產季時再投入市場賣出更高的價值，因此願意學習並接受新科技的菜農會有更高的優勢，而這通常為較為年輕的農民，因此每當戶長年齡將低 1 歲會出現每公頃生產力不足 1 萬元的顯著提升。戶長教育程度的變數在菜農樣本中同樣有隨學歷出現先升後降的情況，戶長的教育程度在國小及國中學歷時與未受教育的戶長相比沒有顯著差異，而在高中學歷時則出現了顯著提升，主要可能與新技術的投入有關，而到了大專學歷的戶長則又變成不顯著，國小及國中學歷的戶長雖然在生產力的影響狀況為不顯著平均上也分別有 3 萬元的降低及 1 萬元的提升，高中學歷的戶長則有 7 萬元的顯著提升，而大專以上學歷的戶長可能家資本分配到不同的產業所以生產力回復到沒有顯著提升的水準，平均有 7 萬元的上升。戶長的性別在菜農的樣本中也出現了顯著的正相關，男性戶長相比了女性戶長有顯著的提升，每公頃出現 10 萬元產值的顯著提升。

最後農家稟賦的相關變數中，菜農樣本的迴歸結果也與其他樣本都有相同的估計結果，農地自有比例對菜農生產力有顯著的負相關，每 1% 的農地自有比例面積提升，會有每公頃約 8.1 萬的顯著下降。而勞動人口的人數對菜農生產力也同樣有顯著的正相關，當家戶每增加 1 位勞動人口時對菜農生產力有每公頃 8 萬

元的提升。菜農相較於總樣本主要在年輕的戶長上會因投入新技術有顯著的生產力提升，其於變數由於菜農沒有特別的外在衝擊所以皆與總樣本結果相似。

五、主要經營類型—水果

在土地零碎化指標的變數結果對果農生產力的迴歸結果中，出現了顯著的正相關，本研究認為其結果主要來自水果的家格波動容易受產量影響，又不像蔬菜能進行長時間保鮮儲存在非產季釋出，因此大多僅能銷毀而導致果農在大量生產時會容易出現價格風險。如今果農通常會控制產量或是進行多元化生產，因此土地零碎化的上升能夠幫助果農進行風險分散進而提升產值，每當果農的土地零碎話題升 0.1 時，會使其生產力顯著上升每公頃約 1.8 萬元。農地總面積對果農生產力的影響為顯著正相關，大規模的生產對不僅會降低單位面積產量，同時更容易出現價格風險，因此每當果農提升 1 公頃的生產面積，每公頃的產值會下降約 6 萬元。

戶長相關變數中，戶長年齡對果農的生產力出現了顯著的正相關，本研究認為同樣與水果的儲存不易導致生產面臨家格風險的情況有關。當供過於求時如何增加通路變成為了果農的一大難題，此時除各大批發市場外，水果行或是超市、量販店等其他零售通路便會大幅影響果農的收益，而如本研究前段的推測有長期經營的家戶在通路領域更佔優勢因此戶長年齡會出現對生產力有顯著的正相關，每當戶長年齡上升 1 歲會出現每公頃生產力不足 1 萬元的顯著上升。而戶長的教育程度同樣出現了隨學歷升上生產力有先升後降的情況，國中學歷的戶長出現了顯著的上升，到了大專以上學歷的戶長則出現了顯著的下降，而國小及高中學歷的戶長相較未受教育的戶長隨沒有顯著變化平均上也同能看出差異，國小學歷的戶長平均上有每公頃約 1 萬元較高的生產力，國中的戶長則在生產力上有 6 萬元的顯著提升，高中學歷的戶長在生產力上有平均 2 萬元的增加，大專以上的戶長生產力出現了每公頃 11 萬的顯著降低。戶長的性別在果農的樣本中也出現了顯著的正相關，男性戶長相比了女性戶長有顯著的提升，每公頃出現 4 萬元產值的

顯著提升。

農家稟賦的相關變數中，果農樣本的迴歸結果也與其他樣本都有相同的估計結果，農地自有比例對果農生產力有顯著的負相關，每 1% 的農地自有比例面積提升，會有每公頃約 5.3 萬的顯著下降。而勞動人口的人數對果農生產力也同樣有顯著的正相關，當家戶每增加 1 位勞動人口時對果農生產力有每公頃 3 萬元的提升。總體來說果農相較總樣本會因家格風險的問題在土地零碎指標、戶長年齡等變數出現較明顯的差異。

六、主要經營類型—食用菇蕈

土地零碎化指標的變數結果對菇農生產力的影響與總樣本相同，出現了顯著的負相關，在該迴歸結果中顯示了農地的零散程度對於菇農生產上同樣出現了負面衝擊，當菇農的生產之土地零碎指標上升 0.1 時其生產力會出現約 167.7 萬元的下降，而相較其他作物菇農所受衝擊會如此大的原因也與其產品產值較高相關，而本研究後續在花卉以及畜牧業樣本的結果中也會出現相似的情況。農地面積的變數在迴歸結果中也出現顯著的負相關同樣出現較其他作物來說較大的影響，每當菇農增加 1 公頃的耕作面積，其農家生產力會出現每公頃約 325 萬的顯著減少。

戶長相關變數中，戶長年齡雖有出現較為顯著的生產力差距但其顯著水準較低，這與本研究前段所推論的結果相符，在臺灣的菇類產品基本上沒有如水果行、雜貨商、糧食行等傳統通路，除批發市場外多銷售到超市及量販店加上食用蕈菇相較其他作物也是較為新興的耕作型態因此樣本可能在經營時間上沒有太大的差異，其顯著原因可能來自年輕菇農願意投入或學習新技術但因蕈菇單價本就很高導致來自這些原因提升佔其基本產值的比率就不高。在教育程度中我們能發現雖然戶長的教育程度對於菇農的生產力皆無顯著影響，但我們仍可以發現其在數值上出現在高學歷有上升的情況，本研究認為這是來源於蕈菇產業的種植本身就需要高度的資本投入，加上單價較高收入穩定因此高學歷的戶長不需要分配其資

本投入至其他非農業領域，雖然沒有顯著性但從資料平均來看學歷越高的戶長還是能做出較高受益的決策，相較於未受教育的戶長，國小學歷的戶長家戶平均生產力高出約 137 萬，國中學歷的戶長家戶平均生產力表現就較低約 237 萬的差距，高中學歷的戶長家戶平均生產力高出約 3 萬，而大專以上學歷的戶長家戶平均生產力高出約 736 萬元。戶長的性別在菇農的樣本中則未出現顯著性，而且在資料平均上女性戶長反而比男性戶長有更好的表現，其平均生產力高出了約 28 萬元，可能來自於蕈菇能藉由高度自動化的菇舍彌平勞力間的體力差距，同時自動化菇舍又能有更高的生產力。

農家稟賦的相關變數中土地的自有比例依然與家戶的生產力呈負相關，在本研究的迴歸結果中，每當家戶的土地面積自有比例上升 1% 時會使得其農家生產力下降每公頃約 24 萬元。而家戶勞動人口的提升則沒有對菇農的農家生產力產生顯著的影響，當然資料平均上當農家每多 1 位勞動人口的菇農家戶平均有約 57 萬元較高的生產力。

總體來說雖然菇農的各項變數在係數迴歸上，許多變數都有出現較高數值上的估計，但卻沒有出現顯著的情況，本研究認為這與蕈菇產品的生產週期短同樣時間上產值較高有關。由於其產品單價高因此不做任何決策正常生產的基本收益的數額就很高了，因而在各變數影響所導致的決策對於提升產值難以出現明顯效果。

七、主要經營類型—花卉

在花農的樣本中，土地零碎化指標對於其農家生產力的影響也呈現顯著的負相關，正如上一段所討論的重點與蕈菇相同花卉屬於單價較高的產品一樣較其他作物來說有較高產值，因此其所受衝擊也較其他作物較大。每當花農的土地零碎化指標上升 0.1 時，其農家生產力會產生每公頃約 73 萬元的顯著減少。在耕作面積的影響中，農地面積的變數估計結果顯示耕作規模與花農的生產力呈現顯著的負相關，每當花農增加 1 公頃的生產面積時，其農家生產力會降低每公頃約

313 萬元，同樣有較大的衝擊。

而在戶長相關的變數中，戶長的所有條件變化皆不會對花農生產力造成顯著的影響，就本節的討論中，花卉交易有一共同的批發市場南以造成排擠同時花卉的生產技術純熟產值又足夠高且穩定無須額外投資分擔風險並且其勞務相較其他作物在勞力工作上也比較沒那麼繁重，似乎也解釋了戶長的條件變化為何對花卉生產不構成顯著影響。迴歸結果中本研究還是能從係數估計上去比較各項條件造成的花卉生產力在平均上有何差異，雖不具顯著性，戶長在年齡上增加 1 歲平均會令花卉產值增加約 39 萬元，而戶長的教育程度在國小、國中、高中以及大專以上階段則相較未受教育之戶長平均有所提升，分別為 284 萬元、638 萬元、949 萬元以及 2159 萬元，而在戶長性別的比較上男性戶長相較於女性戶長的農家生產力多出約 128 萬元。

最後花農在農家稟賦的差異上，其土地自有比例與農家生產力成顯著的負相關。每當花農農家土地面積的自有比例上升 1% 時，其農家生產力會出現每公頃約 20.3 萬的顯著下降。而家中勞動人口的多寡則對農家生產力沒有顯著影響，僅在變數估計上可以看出，資料上平均每堆出 1 名勞動人口，花農生產力反而會降低約 68 萬元。

八、主要經營類型—其他作物

其他作物中所涵蓋的作物主要為各作物的種苗，因此其產過程較其他樣本來的特殊，主要客戶都為固定客源，在土地零碎化變數對於其生產力的影響在迴歸結果中為顯著的負相關，當種植其他作物的農戶土地零碎化指標上升 0.1 時其農家生產力會顯著降低每公頃 17 萬元。農地面積變數的估計在迴歸結果中與種植其他作物的農戶的生產力有顯著的負相關，當其農地總面積增加 1 公頃時其農家生產力會出現每公頃約 35 萬的顯著下降。

戶長相關的變數中，戶長年齡對種植其他作物的農戶的生產力沒有明顯的顯著關係，本研究認為這與該種作物的特殊產銷關係有關，該種作物主要為提供各


類農戶生產的種苗因此會投入該市場的農民都應該會有各自的客群，或是受雇於各農戶進行生產，因此戶長年齡對其生產力不會有明顯影響。戶長的教育程度與許多其他種類樣本同樣在生產力有出現先升後降的情況，在國小及國中學歷的戶長相較沒受教育的戶長沒有明顯差距，而高中學歷的戶長則有顯著較高，而大專以上學歷的戶長同樣有顯著增加其幅度較高中學歷的戶長低，國小學歷的戶長家戶平均生產力高出約 15 萬，國中學歷的戶長家戶平均生產力表現就較低約 56 萬的差距，高中學歷的戶長家戶生產力有顯著提升約 192 萬，而大專以上學歷的戶長家戶生產力則顯著高出約 127 萬元。戶長的性別在種植其他作物的農家樣本中沒有出現顯著的相關性，從迴歸結果來看雖無顯著性男性戶長還是平均較女性戶長的農家高出 1 萬元的生產力。

農家稟賦的變數部分，土地自有比例的變數對於種植其他作物的農戶樣本中同樣出險顯著的負相關，每當種植其他作物的農戶土地面積的自有比例上升 1% 時，其農家生產力會出現每公頃約 2.9 萬的顯著下降。而勞動人口的人數對種植其他作物的農戶生產力也同樣有顯著的正相關，當家戶每增加 1 位勞動人口時對種植其他作物的農戶生產力有每公頃 30 萬元的提升。

九、主要經營類型—畜牧業

畜牧業農戶的樣本中，土地零碎化變數對農家的生產力從迴歸結果顯示有顯著的負相關。與前段在菇農樣本以及花農樣本討論過的情況相似，由於畜牧業在農牧戶中生產產品的單價最高其產值也是最高的產業，因此在畜牧業農戶的樣本中土地零碎化變數對農家的生產力的迴歸係數影響最大，每當土地零碎化指標上升 0.1 時其農家生產力會顯著降低每公頃約 245 萬元。農地面積變數的對農家影響力的係數估計在畜牧業農戶的樣本中有顯著的負相關，每當畜牧業農戶增加 1 公頃的經營規模時，會對其生產力產生每公頃約 738 萬元的顯著減少。

戶長相關的變數中，戶長年齡對畜牧業農戶的生產力沒有顯著的相關性，不過由於畜牧業的產品產值非常高因此年齡變數在迴歸結果中出現了每歲的戶長



年齡提升每公頃約 16 萬元的生產力減少。而戶長的學歷也與前段菇農樣本及花農樣本有出現的情況一樣，因為畜牧業的資本投入需求高家上高產值因此在戶長學歷上每有出現先升後降的情況，而是隨著戶長學歷提升而顯著提升，相較於未受教育的戶長，國小學歷的戶長家戶生產力高出約 1067 萬，國中學歷的戶長家戶生產力表現就較低約 1516 萬的差距，高中學歷的戶長家戶生產力高出約 2250 萬，而大專以上學歷的戶長家戶生產力高出約 4034 萬元。戶長的性別在畜牧業農戶的樣本中與生產力沒有出現顯著的相關性，從迴歸結果來看女性戶長得生產力平均較男性戶長有每公頃 595 萬元較高的生產力。

農家稟賦的變數部分，土地自有比例的變數對於畜牧業農戶的生產力則沒有顯著的相關性，本研究推測其原因主要是因為農地不為畜牧業的主要的資本投入要素，相較於畜牧業土地投入的經營壓力可能遠低於借貸，但由於資料限制無法觀察到相關數據，雖無明顯相關性從迴歸中還是能發現當土地自有比例有 1% 的提升，農家生產力平均會出現約 7.3 萬的降低。而勞動人口的人數對畜牧業農戶的生產力則是有顯著的正相關，當家戶每增加 1 位勞動人口時對畜牧業農戶生產力有每公頃 177 萬元的顯著提升。



表 5-9 農家生產規模及土地零碎化指標對生產力之各作物經營類型樣本估計結果

變數名稱	米		雜糧		特用作物	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
土地零碎化指數	0.008	0.006	0.077 ***	0.019	0.121 **	0.051
農地總面積	0.003 **	0.001	-0.009 ***	0.002	-0.046 ***	0.016
戶長年齡	0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.001	-0.004 ***	0.001
戶長學歷為國小	0.020 ***	0.003	0.033 ***	0.012	0.136 ***	0.033
戶長學歷為國中	0.023 ***	0.004	0.019	0.019	0.156 ***	0.048
戶長學歷為高中	0.026 ***	0.005	0.006	0.021	0.156 ***	0.048
戶長學歷為大專以上	0.015 **	0.006	-0.041	0.027	0.112 **	0.057
戶長性別	0.009 ***	0.003	0.042 ***	0.011	0.042	0.030
土地自有比例	-0.165 ***	0.005	-0.342 ***	0.024	-0.479 ***	0.047
勞動人口	0.005 ***	0.001	0.020 ***	0.003	0.046 ***	0.007
截距項	0.202 ***	0.014	0.419 ***	0.053	0.595 ***	0.092
R ²	0.548		0.422		0.249	
樣本數	653,891		103,288		63,766	
控制年份	有		有		有	
控制縣市	有		有		有	



表 5-9 農家生產規模及土地零碎化指標對生產力之各作物經營類型樣本估計結果 (續)

變數名稱	蔬菜			水果			食用蕈菇		
	估計係數	標準誤		估計係數	標準誤		估計係數	標準誤	
土地零碎化指數	-0.245	***	0.041	0.177	***	0.020	-16.771	***	3.840
農地總面積	-0.087	***	0.022	-0.058	***	0.014	-3.252	***	1.088
戶長年齡	-0.012	***	0.001	0.005	***	0.000	-0.231	*	0.133
戶長學歷為國小	-0.032		0.021	0.013		0.013	1.367		2.519
戶長學歷為國中	0.007		0.029	0.058	***	0.015	-2.351		3.717
戶長學歷為高中	0.075	**	0.031	0.023		0.016	0.029		4.099
戶長學歷為大專以上	0.065		0.116	-0.114	***	0.020	7.357		8.307
戶長性別	0.104	***	0.017	0.041	***	0.010	-0.278		3.925
土地自有比例	-0.810	***	0.069	-0.527	***	0.015	-23.955	***	4.749
勞動人口	0.084	***	0.005	0.027	***	0.002	0.574		0.743
截距項	1.443	***	0.087	0.827	***	0.037	46.022	***	14.339
R ²		0.241			0.469			0.180	
樣本數		276,174			478,176			2,872	
控制年份		有			有			有	
控制縣市		有			有			有	



表 5-9 農家生產規模及土地零碎化指標對生產力之各作物經營類型樣本估計結果（續）

變數名稱	花卉		其他作物		畜牧				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	-7.279	**	3.158	-1.705	*	0.901	-24.481	***	3.554
農地總面積	-3.130	**	1.347	-0.351	***	0.124	-7.382	***	0.674
戶長年齡	0.387		0.366	0.002		0.022	-0.162		0.117
戶長學歷為國小	2.836		2.785	0.154		0.347	10.669	***	2.488
戶長學歷為國中	6.380		5.750	0.556		0.607	15.158	***	3.516
戶長學歷為高中	9.490		6.686	1.918	**	0.953	22.503	***	4.826
戶長學歷為大專以上	21.594		16.820	1.272	**	0.592	40.335	***	7.852
戶長性別	1.278		1.340	0.009		0.469	-5.952		4.929
土地自有比例	-20.332	**	9.640	-2.885	**	1.360	-0.734		3.481
勞動人口	-0.681		1.004	0.295	***	0.101	1.769	***	0.467
截距項	-5.215		14.740	2.875	*	1.502	10.254		8.261
R ²		0.010			0.052			0.098	
樣本數		15,869			15,580			27,450	
控制年份		有			有			有	
控制縣市		有			有			有	

資料來源：本研究自行整理

註：*, **, ***分別代表在 10%、5%以及 1%顯著水準下達到顯著

在本節第二部分中，本研究會探討各作物的經營型態在各變數中對於農用設施的影響，結合第三章中的敘述統計以及本章第一節中總樣本的各项變數對農用設施影響的結果。在前段結果中本研究推論土地零碎化對於農家在要素投入上會使其出現多元化的決策，恰巧總樣本中農用設施及農藥投入的投入決策較缺乏彈性，前者幾乎沒有家戶願意投入，而後者為各家戶會高機率的投入，從而土地零碎化指標的變數會分別呈現顯著的反向結果。

到了分組樣本中，從敘述統計發現各種類作物農家在農用設施的投入上有不同的狀況。其中菇農以及花農樣本的農用設施投入與總樣本不同，這兩項經營類型的農戶在設施投入上的比例非常高，那麼就能就此驗證是否同樣在土地零碎化指標的相關性上有出現反向的情形以驗證本研究的推論。

一、主要經營類型—米

在米農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農用設施投入的狀況呈現顯著的正相關，這與本研究的推測一致，根據敘述統計在米農的樣本中其平均農用設施比例幾乎為 0，因此在米農樣本中不投入農用設施為普遍的決策，但隨著土地零碎化的上升，投入農用設施的決策有顯著的提高，正是本研究所討論的決策上的多元化。每當米農家戶在土地零碎化指標上升 0.1 時，其農用設施比例會顯著提升約 0.4%。在農地面積變數中對米農則並沒有太大的影響，畢竟米農對於農用設施的投入決策基本為 0，因此單一農地面積的提升確實難以增加投入決策的發生，僅從係數估計去看，平均而言其效果也確實幾乎為 0。

戶長變數中戶長的年齡對米農的設施投入呈現顯著的負相關但從係數估計上難以區分單歲之間的程度，僅能知道年長的米農對於設施投入的決策更加保守。而在戶長的教育程度上在各教育程度的戶長都較未受教育的戶長有更高的設施投入，尤其在國小、國中以及大專以上皆有顯著上升，就本研究推測，在高中以前學歷的農戶同樣有出現先升後降的情況，但到大專以上學歷戶長由於米農在農用設施上僅適用大專業農補貼因此在大專業農學歷的米農戶長反而會提升其設

施投入。而米農樣本中戶長性別則對設施投入不存在顯著影響，就迴歸係數上平均差異也近乎為 0。

農家稟賦的變數部分，土地自有比例的變數對於米農的設施投入決策有顯著的正相關，並且平均每 1%的土地自有比例的提升會使農用設施的投入提升約 0.01%。而家中勞動的人口多寡則沒有顯著影響米農的設施投入，同樣其迴歸係數上平均差異也近乎為 0。

二、主要經營類型—雜糧

在糧農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農用設施投入的狀況同樣呈現顯著的正相關，有鑑於其敘述統計上顯示糧農在農用設施投入的比例也非常低僅約 1%。因此該樣本土土地零碎化指標的迴歸結果同樣符合本研究的推測，土地零碎化同樣使得糧農的決策出現多元化，在土地零碎化指標上升 0.1 時其農用設施比例會顯著提升約 0.8%。在農地面積變數結果中，本研究發現該變數的變動同樣對糧農的農用設施投入決策沒有太大的影響，其迴歸係數上平均差異也近乎為 0。

戶長變數中戶長的年齡對糧農的投入決策則沒有顯著的影響，結果顯示迴歸係數上平均差異也近乎為 0，不過年齡較大的戶長平均上還是有較年輕戶長來的少。在戶長的教育程度上，與米農同樣的糧農的設施投入同樣僅受大專業農補貼，因此其相較於未受教育的戶長同樣在設施投入的比例上在高中學歷以前出現類似先升後降的情況，國小學歷的戶長有較未受教育的戶長出現顯著的降低，到國中學歷的戶長則略微提升至與未受教育的戶長相仿的水準，到高中學歷的戶長又出現投入水準顯著的下降，而大專以上學歷的戶長則受補貼影響，又上升了投入水準至與未受教育的戶長相仿，不過係數上顯示這些波動幅度極小。戶長性別則對設施投入存在顯著負相關，此結果表明在糧農當中女性戶長更願意投入使用農用設施，不過係數上顯示其提升比例同樣及其有限。

農家稟賦的變數部分，土地自有比例的提升同樣有助於糧農提升其設施投入，

平均每 1%的土地自有比例的提升會使農用設施的投入提升約 0.02%。而家中勞動的人口的人數對於糧農農用設施的投入出現了顯著的負相關，可能原因為人力資源在糧食種植上與設施有互相替代性，不過 1 位勞動人口的提升對農用設施的降低也沒有太大的影響。

三、主要經營類型—特用作物

種植特用作物的農家樣本中，主要變數土地零碎化對農家設施投入的影響同樣為顯著的正相關，而其在敘述統計上顯示之該種類農家平均的設施投入比例僅為 7%，同樣屬於較低的比例。因此土地零碎化對農家設施投入的影響的正相關同樣使得其決策出現更高的多元性，土地零碎化指標上升 0.1 時其農用設施比例會顯著提升約 0.3%。農地面積變數結果中，本研究發現該變數的變動對種植特用作物的農家在設施投入上出現了顯著的影響，當其農家經營規模的提升，會降低其設施投入的比例，但其影響幅度不大。

戶長變數中戶長的年齡對種植特用作物的農家設施投入呈現顯著的負相關，但與米農樣本相同從係數估計上難以區分單歲之間的程度。而戶長的教育程度結果就與總樣本結果以及各作物在生產力上的結果相似了，原因可能來自於其設施補貼在 2022 年以前適用於對全體農家的專案補貼，不同於大專業農補貼會使大專以上學歷的戶長農家出現投入回升的效果，在種植特用作物的農家中戶長學歷就回到了單純學歷間不同的決策考量，因此又出現了隨學歷提升有先升後降的情況，相較於未受教育的戶長農家，國小學歷的戶長有 1%的顯著提升，而國中及高中學歷的戶長則回落至相仿的水準，最後到大專以上學歷的戶長則有顯著的降低，約降低 1%的投入比例。戶長性別對設施投入不存在顯著影響，就迴歸係數上平均差異也近乎為 0，女性戶長有略多的趨勢。

農家稟賦的變數中，土地自有比例同樣對種植特用作物的農家樣在設施投入上有顯著的正相關，平均每 1%的土地自有比例的提升會使農用設施的投入提升約 0.01%。而家中勞動的人口多寡則對其設施投入有顯著的正相關，相較於糧農

的情況，在特用作物的產業中農用設施與勞力可能屬於互補財。

四、主要經營類型—蔬菜

對於菜農樣本中，主要變數土地零碎化對農家設施投入的影響同樣為顯著的正相關，而其在敘述統計上顯示之該種類農家平均的設施投入比例為 12%，同樣為較低的比例，因此土地零碎化指標的提升對其同樣出現了決策多元化的影響，而每當土地零碎化指標上升 0.1 時其農用設施比例會顯著提升約 1%。農地面積變數在迴歸結果中，本研究發現該變數的變動對菜農農家在設施投入上出現了顯著的影響，當其農家經營規模有所提升，會降低其設施投入的比例，但影響幅度同樣不大。

戶長變數中戶長的年齡對菜農農家設施投入呈現顯著的負相關，與其他呈負相關的樣本相同，從係數估計上難以區分單歲之間的程度。而戶長的教育程度首先還是要判別其補貼是否適用全體農戶或是同樣僅適用大專業農，在菜農農家的情況中，蔬菜到如今依然屬於專案補貼的範圍因此與種植特用作物的農家相同，隨學歷提升有先升後降的情況，而其幅度相較於未受教育的戶長農家，國小學歷的戶長有不足 1% 的顯著提升，國中學歷的戶長有 1% 的顯著提升，高中學歷的戶長回落至有不足 1% 的顯著提升，最後到大專以上學歷的戶長則沒有顯著提升。而菜農樣本中戶長性別則對設施投入不存在顯著影響，就迴歸係數上平均差異也近乎為 0，男性戶長有略多的趨勢。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對菜農農家則出現了顯著的負相關，平均每 1% 的土地自有比例的提升會使農用設施的投入降低約 0.02%。家中勞動的人口多寡則對其設施投入有顯著的正相關，在蔬菜種植產業中農用設施與勞力可能屬於互補財。

五、主要經營類型—水果

對於果農樣本中，主要變數土地零碎化對農家設施投入的影響同樣為顯著的正相關，而其在敘述統計上顯示之該種類農家平均的設施投入比例為 10%，為較

低的投入比例水準，因此土地零碎化指標的提升對其同樣出現了決策多元化的影響，而每當土地零碎化指標上升 0.1 時其農用設施比例會顯著提升約 0.9%。農地面積變數在迴歸結果中，本研究發現該變數的變動對果農農家在設施投入上出現了顯著的影響，當其農家經營規模有所提升，會降低其設施投入的比例，影響幅度同樣不大。

戶長變數中戶長的年齡對果農農家設施投入呈現顯著的負相關，與其他呈負相關的樣本相同，從係數估計上難以區分單歲之間的程度。而戶長的教育程度，在果農農家的情況中，水果與蔬菜相同到如今依然屬於專案補貼的範圍，因此同樣隨學歷提升有先升後降的情況，而其幅度相較於未受教育的戶長農家，國小學歷的戶長有不足 1% 的顯著提升，國中學歷的戶長有 1% 的顯著提升，高中學歷的戶長同樣有 1% 的顯著提升，最後到大專以上學歷的戶長則出現了約 2% 的顯著減少。果農樣本中戶長性別則對設施投入不存在顯著影響，就迴歸係數上平均差異也近乎為 0，同樣男性戶長有略多的趨勢。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對果農農家則出現了顯著的負相關，平均每 1% 的土地自有比例的提升會使農用設施的投入降低約 0.06%。家中勞動的人口多寡則對其設施投入有顯著的負相關，在水果種植產業中農用設施與勞力可能有相互替代的情況。

六、主要經營類型—食用菇蕈

對於菇農樣本中，主要變數土地零碎化對農家設施投入的影響則出現了顯著的負相關，而其在敘述統計上顯示之該種類農家平均的設施投入比例為 79%，說明菇農屬於有高度農用設施需求的產業，也就是其農用設施要素的需求彈性低，因此土地零碎化指標的負相關結果同樣反映了決策多元化的影響，而每當土地零碎化指標上升 0.1 時其農用設施比例會顯著降低約 5.8%。農地面積變數在迴歸結果中，本研究發現該變數的變動對菇農農家在設施投入上出現了顯著的影響，當其農家經營規模有所提升，會降低其設施投入的比例，相較其他的經營種類，

菇農由於高度投入農用設施因此受到較明顯的影響，每公頃的規模提升，會使其農用設施比例下降約 3%。

戶長變數中戶長的年齡對菇農農家設施投入沒有出現顯著的相關性，平均上也無從看出差異。而戶長的教育程度，在菇農農家的情況中，與前段對生產力的影響相似，同樣未出現先升後降，菇農的設施投入的政策規劃也是屬於全體補貼，因此能有效應證前段所述因其高產值且高投入所導致不會出現高學歷戶長有投入回落的情況，而其幅度相較於未受教育的戶長農家，國小學歷的戶長與國中學歷的戶長皆無顯著提升僅有平均上高出 2% 的差異，而高中學歷的戶長與大專以上學歷的戶長則同樣出現了約 6% 的顯著提升。菇農樣本中戶長性別則同樣對設施投入不存在顯著影響，就迴歸係數上平均差異約為 0.2%，且為女性戶長有略多的趨勢。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對菇農農家出現了顯著的負相關，平均每 1% 的土地自有比例的提升會使農用設施的投入出現 0.01% 的降低。家中勞動的人口多寡則對其設施投入有顯著的正相關，在萁菇的種植產業中農用設施與勞力可能為互補財。

七、主要經營類型—花卉

在花農樣本中，主要變數的土地零碎化對農家設施投入的影響與菇農樣本的迴歸結果相同出現了顯著的負相關，不過從敘述統計上顯示其樣本平均的農用設施投入比例為 45% 雖較其他種類農戶高，但可以判斷其投入存在彈性空間，因此本研究認為該樣本中出現土地零碎化對農家設施投入有負相關的結果僅是來自於零碎的耕作型態不利投入本身，不在於決策的多元化，而每當土地零碎化指標上升 0.1 時其農用設施比例會顯著降低約 2.1%。農地面積變數在迴歸結果中，也出現與菇農樣本相似的結果同樣為顯著的負相關，在設施投入上出現了顯著的影響，並且有較明顯的變動幅度，每公頃的規模提升，會使其農用設施比例下降約 2%。

戶長變數中戶長的年齡對花農農家設施投入沒有出現顯著的相關性，平均上也無從看出差異。而戶長的教育程度，在花農農家的情況中，和菇農樣本同樣與前段對生產力的影響相似，未出現先升後降，而花農的設施投入的政策規劃也是屬於全體補貼，再度應證前段所述因其高產值且高投入所導致不會出現高學歷戶長有投入回落的情況，其幅度相較於未受教育的戶長農家，國小學歷的戶長出現了約 6% 的顯著提升，國中學歷的戶長出現了約 9% 的顯著提升，高中學歷的戶長出現了約 14% 的顯著提升，大專以上學歷的戶長則出現了約 19% 的顯著提升。花農樣本中戶長性別則同樣對設施投入不存在顯著影響，就迴歸係數上平均差異約為 0.1%，為男性戶長有略多的趨勢。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對花農農家則出現顯著的負相關，平均每 1% 的土地自有比例的提升會使農用設施的投入 0.12% 的降低。家中勞動的人口多寡則對其設施投入有顯著的正相關，在花卉的種植產業中農用設施與勞力可能為互補財。

八、主要經營類型—其他作物

對於種植其他種類作物的農家樣本中，主要變數土地零碎化對農家設施投入的影響為顯著的正相關，在敘述統計上顯示之該種類農家平均的設施投入比例為 4%，與大多種類作物的農家為較低的投入比例水準，因此土地零碎化指標的提升對其同樣出現了決策多元化的影響，而每當土地零碎化指標上升 0.1 時其農用設施比例會顯著提升約 0.4%。農地面積變數在迴歸結果中，本研究發現該變數的變動對種植其他種類作物的農家在設施投入上出現了顯著的影響，當其農家經營規模有所提升，會降低其設施投入的比例，但影響幅度不大。

戶長變數中戶長的年齡對種植其他種類作物的農家設施投入沒有出現顯著的相關性，平均上也無從看出差異。而戶長的教育程度，在種植其他種類作物的農家的情況則較為複雜，由於其他種類作物中有涵蓋種苗部分，而其中蔬果花卉類別的種苗是不分學歷全部補貼，其餘大部分類別則同樣僅能透過小大專業農政

策補貼，因此在種植其他種類作物的農家樣本中，對設施投入的影響僅大專以上學歷戶長的農家出現了顯著的正相關，幅度相較於未受教育的戶長農家，國小學歷、國中學歷及高中學歷從係數來看平均上分別有不到 1% 的減少、不到 1% 的增加以及約 1% 的增加，大專以上學歷的戶長則出現了約 2% 的顯著提升。種植其他種類作物的農家樣本中戶長性別則出現顯著影響，為女性戶長有顯著但不到 0.1% 的提升。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對種植其他種類作物的農家設施投入有顯著的負相關，平均每 1% 的土地自有比例的提升會使農用設施的投入 0.02% 的降低。家中勞動的人口多寡則對其設施投入有顯著的正相關，在其他種類作物的種植產業中農用設施與勞力可能為互補財。

九、主要經營類型—畜牧業

對於畜牧業的農家樣本中，主要變數土地零碎化對農家設施投入的影響不存在顯著相關性，在敘述統計上顯示之該種類農家平均的設施投入比例為 15%，從其經營情況來推斷畜牧業經營本就有許多型態舍及農舍與非農舍的經營模式，而其經營也並非高度與農地掛勾，因此此結果似乎合理反映畜牧業與農業生產的差異。農地面積變數在迴歸結果中，則對畜牧業農家的設施投入比例有顯著的負相關，當其農家經營規模有所提升，每公頃會降低其設施投入的比例約 1%。

戶長變數中戶長的年齡對畜牧業的農家設施投入有顯著的負相關，說明畜牧業在設施投入上年長農民較青農保守，不過同樣在單歲的差異之間難以看出明顯差距。而教育程度的影響上同樣如前段對生產力影響所推測之因其高產值與高投入需求，所以隨學歷上升僅有越來越高的趨勢，其幅度相較於未受教育的戶長農家，在國小學歷的戶長農家中有顯著約 2% 的降低，而到國中以上學歷的戶長家戶則沒有顯著差異，不過根據係數估計平均落差依然隨學歷上升出現依序在國中及高中學歷有 1% 的降低，大專以上學歷出現 1% 的提升。戶長性別有出現顯著的影響，在畜牧業的農家中女性戶長的設施投入比例較高，高出約 4%。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對畜牧業的農家設施投入有顯著的正相關，平均每 1%的土地自有比例的提升會使農用設施的投入 0.02%的提升。家中勞動的人口多寡則對其設施投入有顯著的正相關，每位勞動人口的增加會令其設施投入增加約 1%，因此判斷畜牧業中的農用設施與勞力可能為互補財。



表 5-10 農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入之各作物經營類型樣本估計結果

變數名稱	米		雜糧		特用作物	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
土地零碎化指數	0.043 ***	0.001	0.075 ***	0.002	0.030 ***	0.004
農地總面積	0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.003 **	0.001
戶長年齡	-0.000 ***	0.000	-0.000	0.000	-0.000 ***	0.000
戶長學歷為國小	0.000 *	0.000	-0.002 **	0.000	0.008 ***	0.003
戶長學歷為國中	0.001 **	0.000	-0.001	0.001	-0.000	0.004
戶長學歷為高中	0.000	0.000	-0.002 *	0.001	-0.002	0.004
戶長學歷為大專以上	0.001 ***	0.000	-0.001	0.002	-0.010 **	0.004
戶長性別	0.000	0.000	-0.002 ***	0.001	-0.003	0.002
土地自有比例	0.007 ***	0.000	0.019 ***	0.001	0.007 **	0.003
勞動人口	-0.000	0.000	-0.001 ***	0.000	0.003 ***	0.000
截距項	-0.015 ***	0.000	-0.033 ***	0.003	0.018 **	0.008
R ²	0.035		0.141		0.323	
樣本數	653,891		103,288		63,766	
控制年份	有		有		有	
控制縣市	有		有		有	

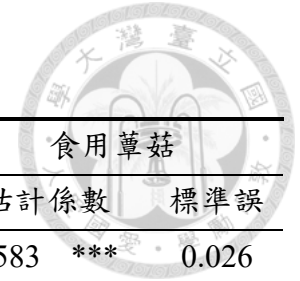


表 5-10 農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入之各作物經營類型樣本估計結果（續）

變數名稱	蔬菜		水果		食用蕈菇				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	0.102	***	0.002	0.092	***	0.002	-0.583	***	0.026
農地總面積	-0.004	***	0.001	-0.002	***	0.000	-0.033	**	0.013
戶長年齡	-0.001	***	0.000	-0.001	***	0.000	-0.000		0.001
戶長學歷為國小	0.004	**	0.002	0.002	*	0.001	0.018		0.028
戶長學歷為國中	0.005	**	0.002	0.011	***	0.002	0.025		0.031
戶長學歷為高中	0.005	*	0.002	0.006	***	0.002	0.063	**	0.031
戶長學歷為大專以上	0.002		0.003	-0.016	***	0.002	0.065	*	0.036
戶長性別	0.010	***	0.001	0.001		0.001	-0.022		0.015
土地自有比例	-0.017	***	0.002	-0.056	***	0.001	-0.105	***	0.012
勞動人口	0.004	***	0.000	-0.000	*	0.000	0.006	*	0.003
截距項	0.065	***	0.005	0.072	***	0.005	0.537	***	0.107
R ²	0.054		0.170		0.357				
樣本數	276,174		478,176		2,872				
控制年份	有		有		有				
控制縣市	有		有		有				



表 5-10 農家生產規模及土地零碎化指標對農用設施投入之各作物經營類型樣本估計結果（續）

變數名稱	花卉		其他作物		畜牧				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	-0.213	***	0.014	0.040	***	0.006	0.001	0.007	
農地總面積	-0.019	***	0.004	-0.003	***	0.001	-0.008	***	0.018
戶長年齡	-0.001		0.000	-0.000		0.000	-0.002	***	0.000
戶長學歷為國小	0.056	***	0.016	-0.002		0.005	-0.017	**	0.008
戶長學歷為國中	0.087	***	0.019	0.004		0.006	-0.005		0.010
戶長學歷為高中	0.140	***	0.019	0.010		0.006	-0.005		0.010
戶長學歷為大專以上	0.192	***	0.021	0.024	***	0.008	0.010		0.012
戶長性別	0.014		0.010	-0.012	***	0.004	-0.036	***	0.007
土地自有比例	-0.123	***	0.009	-0.024	***	0.006	0.017	**	0.007
勞動人口	0.005	***	0.002	0.003	***	0.001	-0.009	***	0.001
截距項	0.312	***	0.044	0.095	***	0.025	0.200	***	0.021
R ²		0.154			0.038			0.145	
樣本數		15,869			15,580			27,450	
控制年份		有			有			有	
控制縣市		有			有			有	

資料來源：本研究自行整理

註：*,**,***分別代表在 10%、5%以及 1%顯著水準下達到顯著

本節第三部分則是針對迴歸模型中各項變數對不同農業經營型態之農家在農藥施用的影響差異進行分析，同樣從第三章之敘述統計先比較各種類農家的農藥使用現況，發現大多數種類的農家的農藥施用情況為高度施用，因此判斷在主要變數土地零碎化指標對其決策的影響上同樣會如農用建設投入狀況出現與現況相反之影響，也就是決策上的多元化同樣會出現在土地零碎化指標對農藥施用的效果中。

一、主要經營類型—米

在米農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的負相關，根據本研究推測從敘述統計中發現米農的平均農藥施用比例為 88%，可以見得就迴歸結果所示之有顯著負相關的係數估計，與本研究的推測相符，米農的農藥施用比例非常高，也就是其在農藥投入主流措施為施用農藥，而在零碎程度較高的農家中，如前部分本研究的分析，因其有多塊農地在嘗試不同種植策略的風險較低，因此回有出現不施用的情況，每當米農家戶在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著降低約 1.6%。農地面積變數在迴歸結果中，對米農的農藥施用有顯著的負相關，可能原因為在其他條件相同的情況下土地面積越大其農藥潑灑難度越高，因此當農地面積越大時其家戶決策越不傾向施用農藥，每公頃的農地提升對農藥施用的比例減少不足 1%。

在戶長相關變數中，戶長年齡對米農在農藥施用的影響上有顯著的負相關關，可能原因為年輕戶長對農藥的疑慮較低其更了解農藥危害及殘留標準等規範，而年長的戶長則較為保守，不過在單歲之間難以看出差距。而戶長在教育程度對米農農藥的影響上本研究認為，首先相較於設施投入農藥屬於高度投入需求且成本較低的投入要素，因此本研究認為高學歷戶長會出現的投入分散可能對其影響有限，比較其他作物也無前段中出現之比例先升後降的情況，而本研究認為學歷對農藥施用的影響主要來自於高學歷戶長有機會掌握替代農藥的技術而在高學歷的戶長家戶會出現較低的施用情況，從米農樣本來看相較於未受教育的戶長農家，

學歷在國小、國中、高中的戶長皆有約 1% 的顯著提升，而大專以上學歷的戶長其顯著提升幅度則不到 1%。戶長性別則出現了顯著的正相關，男性戶長的農家會有較高的農藥施用比例，提升幅度不到 1%。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對米農之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.06% 的降低。最後勞力人口的變數可以判斷因農藥施用會需要人力潑灑，因此勞力人口多寡應該多為正相關，在米農樣本中每當家戶勞動人口多 1 人，會顯著提升其農藥施用比例不到 1%。

二、主要經營類型—雜糧

在糧農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的負相關，從敘述統計中可以得知臺灣的糧農施用農藥的比例高達 78%，因此土地零碎化指標變數在模型中的迴歸結果顯示了越多的農地在糧農產業中會有越高機率出現不同的投入決策，每當糧農家戶在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著降低約 1.7%。農地面積變數對糧農的農藥投入則沒有顯著的相關性，但從資料來看平均上農地面積較高的農家施用比例較低，同樣提升每公頃的農地面積，對農藥施用比例的減少不足 1%。

在戶長相關變數中，戶長年齡對糧農在農藥施用的影響上有顯著的負相關，同樣在單歲之間難以看出差距。而戶長在教育程度對糧農農藥施用的影響上同樣隨學歷提升有越來越低的趨勢，相較於未受教育的戶長農家對農藥的施用，學歷在國小的戶長家戶有約 1% 的提升，國中、高中的戶長則沒有顯著的差異，而大專以上學歷的戶長則出現了約 2% 的顯著降低。戶長性別同樣出現了顯著的正相關，男性戶長的農家會有較高的農藥施用比例，提升幅度約 1%。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對糧農之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.09% 的降低。勞力人口的變數也同樣呈現正相關，在糧農樣本中每當家戶勞動人口多 1 人，會顯著提升其農藥施用比例約 1%。

三、主要經營類型—特用作物

在種植特用作物的農家樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的負相關，從敘述統計中可以得知臺灣的特用作物農家施用農藥的比例高達 78%，因此土地零碎化指標變數在模型中的迴歸結果同樣顯示了越多的農地在種植特用作物中會有越高機率出現不同的投入決策，每當特用作物農家在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著降低約 1.1%。農地面積變數對特用作物農家的農藥投入出現了顯著的負相關，根據迴歸結果對係數的估計，每當特用作物農家提升每公頃的農地面積，對農藥施用比例有不到 1% 的顯著減少。

在戶長相關變數中，戶長年齡對種植特用作物的農家在農藥施用的影響上有顯著的負相關，同樣在單歲之間難以看出差距。而戶長在教育程度對特用作物的農家農藥施用的影響上同樣隨學歷提升有越來越低的趨勢，相較於未受教育的戶長農家對農藥的施用，學歷在國小的戶長家戶有約 2% 的提升，學歷在國中的戶長家戶有約 1% 的提升，高中的戶長則沒有顯著的差異，而大專以上學歷的戶長則出現了約 5% 的顯著降低。戶長性別同樣出現了顯著的正相關，男性戶長的農家會有較高的農藥施用比例，提升幅度約 2%。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對種植特用作物的農家之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.05% 的降低。勞力人口的變數也同樣呈現正相關，在種植特用作物的農家樣本中每當家戶勞動人口多 1 人，會顯著提升其農藥施用比例約 1%。

四、主要經營類型—蔬菜

在菜農樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的負相關，從敘述統計中可以得知臺灣菜農施用農藥的比例高達 83%，因此土地零碎化指標變數在模型中的迴歸結果同樣顯示了越多的農地在菜農中會有越高機率出現不同的投入決策，每當菜農家戶在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施

用比例會顯著降低約 0.7%。農地面積變數對菜農家戶的農藥投入影響為顯著的負相關，根據迴歸結果對係數的估計，每當菜農家戶提升每公頃的農地面積，對農藥施用比例有約 1%的顯著減少。

在戶長相關變數中，戶長年齡對菜農農家在農藥施用的影響上有顯著的負相關，同樣在單歲之間難以看出差距。而戶長在教育程度對菜農農家農藥施用的影響上同樣隨學歷提升有越來越低的趨勢，相較於未受教育的戶長農家對農藥的施用，學歷在國小的戶長家戶沒有顯著的差異，學歷在國中的戶長家戶有約 1%的降低，高中的戶長家戶有約 3%的降低，而大專以上學歷的戶長則出現了約 7%的顯著降低。戶長性別同樣出現了顯著的正相關，男性戶長的農家會有較高的農藥施用比例，提升幅度約 3%。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對菜農農家之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1%的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.02%的降低。勞力人口的變數也同樣呈現正相關，在菜農農家樣本中每當家戶勞動人口多 1 人，會顯著提升其農藥施用比例約 1%。

五、主要經營類型—水果

在果農樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的負相關，從敘述統計中可以得知臺灣果農施用農藥的比例高達 90%，因此土地零碎化指標變數在模型中的迴歸結果同樣顯示了越多的農地在果農中會有越高機率出現不同的投入決策，每當果農家戶在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著降低約 0.7%。農地面積變數對果農家戶農藥投入影響沒有顯著的相關性，根據迴歸結果對係數的估計僅平均而言，每當果農家戶提升每公頃的農地面積，對農藥施用比例有約不足 1%的差距。

在戶長相關變數中，戶長年齡對果農農家在農藥施用的影響上有顯著的負相關，同樣在單歲之間難以看出差距。而戶長在教育程度對果農農家農藥施用的影響上同樣隨學歷提升有越來越低的趨勢，相較於未受教育的戶長農家對農藥的施

用，學歷在國小的戶長家戶有顯著但不足 1% 的上升，學歷在國中的戶長家戶有約不足 1% 的降低，高中的戶長家戶有約 1% 的降低，而大專以上學歷的戶長則出現了約 4% 的顯著降低。戶長性別同樣出現了顯著的正相關，男性戶長的農家會有較高的農藥施用比例，提升幅度約 2%。

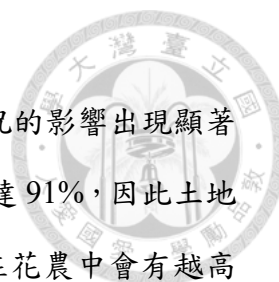
農家稟賦的變數中，土地自有比例對果農農家之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.03% 的降低。勞力人口的變數也同樣呈現正相關，在菜農農家樣本中每當家戶勞動人口多 1 人，會顯著提升其農藥施用比例但影響不足 1%。

六、主要經營類型—食用菇蕈

菇農樣本的農藥投入與其他作物剛好相反由於蕈菇類作物生長過程無須農藥，因此菇農僅在有種植多種作物的情況才會出現農藥施用，因此主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的正相關，從敘述統計中可以得知臺灣菇農施用農藥的比例約為 35%，屬於較低的投入水準，而每當菇農家戶在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著提升約 3.7%。農地面積變數對菇農家戶農藥投入影響也出現了顯著的正相關，根據迴歸結果對係數的估計，每當菇農家戶提升每公頃的農地面積，對農藥施用比例有約 2% 的提升。

在戶長相關變數中，戶長年齡對菇農農家在農藥施用的影響上則無顯著影響，如本研究所述菇農僅在有其他種植作物的情況下會有農藥使用的需求，而從結果來看菇農的多樣種植決策在不同年齡上較為隨機。而同樣的情況也出現在戶長的其他變數中，不管是戶長的學歷或是性別也都同樣沒有對其農藥投入比例出現任何顯著的情況。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對菇農農家之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.18% 的降低。勞力人口的變數則沒有出現顯著相關性，在菇農樣本中家戶勞動人口數量僅在資料平均上每當家戶勞動人口多 1 人，會降低其農藥施用比例約 1%。



七、主要經營類型—花卉

在花農樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的負相關，從敘述統計中可以得知臺灣花農施用農藥的比例高達 91%，因此土地零碎化指標變數在模型中的迴歸結果同樣顯示了越多的農地在花農中會有越高機率出現不同的投入決策，每當花農家戶在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著降低約 0.7%。農地面積變數對花農家戶農藥投入影響沒有顯著的相關性，根據迴歸結果對係數的估計僅平均而言，每當花農家戶提升每公頃的農地面積，對農藥施用比例有約不足 1% 的差距。

在戶長相關變數中，戶長年齡對花農農家在農藥施用的影響上有顯著的負相關，同樣在單歲之間難以看出差距。而戶長在教育程度對花農農家農藥施用的影響上僅在大專以上學歷的戶長有相較未受教育的戶長農家有顯著的降低，其降低幅度約 3%。戶長性別同樣出現了顯著的正相關，男性戶長的農家會有較高的農藥施用比例，提升幅度約 2%。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對花農農家之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.06% 的降低。勞力人口的變數也同樣呈現正相關，在花農農家樣本中每當家戶勞動人口多 1 人，會顯著提升其農藥施用比例但影響不足 1%。

八、主要經營類型—其他作物

在種植其他作物種類的農家樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的負相關，從敘述統計中可以得知臺灣種植其他作物種類的農家施用農藥的比例為 86%，因此土地零碎化指標變數在模型中的迴歸結果同樣顯示了越多的農地在花農中會有越高機率出現不同的投入決策，每當種植其他作物種類的農家在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著降低約 0.3%。農地面積變數對種植其他作物種類的農家農藥投入影響有顯著的正相關，根據迴歸結果對係數的估計，每當種植其他作物種類的農家提升每公頃的農地面

積，對農藥施用比例有約不足 1%的提升。

在戶長相關變數中，戶長年齡對其他作物種類的農家在農藥施用的影響上有顯著的負相關，同樣在單歲之間難以看出差距。戶長在教育程度對種植其他作物種類的農家農藥施用的影響上同樣隨學歷提升有越來越低的趨勢，相較於未受教育的戶長農家對農藥的施用，學歷在國小的戶長家戶沒有顯著相關性，學歷在國中的戶長家戶有約 4%的降低，高中的戶長家戶有約 3%的降低，而大專以上學歷的戶長則出現了約 6%的顯著降低。戶長性別同樣出現了顯著的正相關，男性戶長的農家會有較高的農藥施用比例，提升幅度約 3%。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對種植其他作物種類的農家之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1%的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.06%的降低。勞力人口的變數則沒有顯著相關性，每當種植其他作物種類的農家家戶勞動人口多 1 人，其農藥施用比例沒有明顯升。

九、主要經營類型—畜牧業

在畜牧業樣本中，主要變數土地零碎化指標對其農藥施用情況的影響出現顯著的正相關，與菇農樣本相同畜牧業農家僅在有種植其他作物的情況才會出現農藥施用，從敘述統計中可以得知臺灣畜牧業農家施用農藥的比例約為 67%，每當畜牧業農家在土地零碎化指標上升 0.1 時其農藥施用比例會顯著提升約 1%。農地面積變數對畜牧業農家農藥投入影響沒有顯著的相關性，根據迴歸結果對係數的估計僅平均而言，每當畜牧業農家提升每公頃的農地面積，對農藥施用比例有約不足 1%的差距。

戶長相關變數中，戶長年齡對畜牧業農家在農藥施用的影響上則無顯著影響。而戶長在教育程度對畜牧業農家農藥施用的影響上在高中學歷以下戶長之農家，有隨學歷提升有越來越高投入比例的情況，相較於未受教育的戶長農家對農藥的施用，學歷在國小的戶長家戶有約 5%的提升，學歷在國中的戶長家戶有約 5%的提升，高中的戶長家戶有約 6%的提升，而大專以上學歷的戶長雖無顯著影響但

資料尚有約 3% 的上升。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對畜牧業農家之農藥施用影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使農藥的投入有 0.04% 的降低。勞力人口的變數也同樣呈現正相關，在畜牧業農家樣本中每當家戶勞動人口多 1 人，會顯著提升其農藥施用比例約 1%。



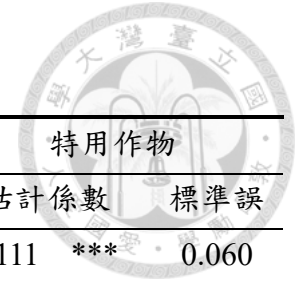


表 5-11 農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入之各作物經營類型樣本估計結果

變數名稱	米		雜糧		特用作物				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	-0.157	***	0.001	-0.166	***	0.004	-0.111	***	0.060
農地總面積	-0.001	***	0.000	-0.000		0.000	-0.003	**	0.001
戶長年齡	-0.000	***	0.000	-0.000	***	0.000	-0.001	***	0.000
戶長學歷為國小	0.008	***	0.001	0.012	***	0.003	0.022	***	0.005
戶長學歷為國中	0.008	***	0.001	0.006		0.004	0.012	*	0.007
戶長學歷為高中	0.009	***	0.001	0.001		0.004	0.005		0.007
戶長學歷為大專以上	0.003	*	0.002	-0.017	***	0.005	-0.053	***	0.009
戶長性別	0.003	***	0.001	0.011	***	0.002	0.022	***	0.003
土地自有比例	-0.062	***	0.001	-0.094	***	0.004	-0.046	***	0.004
勞動人口	0.001	***	0.000	0.007	***	0.001	0.007	***	0.001
截距項	0.900	***	0.011	0.908	***	0.018	0.847	***	0.016
R ²	0.231		0.229		0.121				
樣本數	653,891		103,288		63,766				
控制年份	有		有		有				
控制縣市	有		有		有				

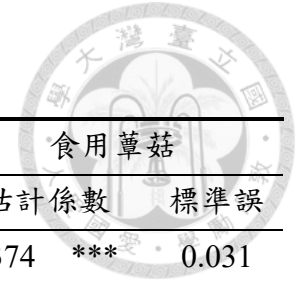


表 5-11 農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入之各作物經營類型樣本估計結果 (續)

變數名稱	蔬菜			水果			食用蕈菇		
	估計係數	標準誤		估計係數	標準誤		估計係數	標準誤	
土地零碎化指數	-0.073	***	0.003	-0.071	***	0.002	0.374	***	0.031
農地總面積	-0.006	***	0.002	0.000		0.000	0.023	***	0.008
戶長年齡	-0.001	***	0.000	-0.000	***	0.000	0.001		0.001
戶長學歷為國小	-0.002		0.002	0.004	**	0.002	0.054		0.037
戶長學歷為國中	-0.013	***	0.003	-0.004	*	0.002	0.033		0.041
戶長學歷為高中	-0.026	***	0.003	-0.008	***	0.002	0.006		0.043
戶長學歷為大專以上	-0.073	***	0.004	-0.037	***	0.002	0.004		0.049
戶長性別	0.032	***	0.002	0.023	***	0.001	0.012		0.024
土地自有比例	-0.019	***	0.002	-0.026	***	0.001	-0.184	***	0.022
勞動人口	0.007	***	0.000	0.005	***	0.000	-0.007		0.005
截距項	0.831	***	0.008	0.767	***	0.015	0.452	**	0.199
R ²		0.096			0.056			0.196	
樣本數		276,174			478,176			2,872	
控制年份		有			有			有	
控制縣市		有			有			有	



表 5-11 農家生產規模及土地零碎化指標對農藥投入之各作物經營類型樣本估計結果 (續)

變數名稱	花卉		其他作物		畜牧				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	-0.069	***	0.009	-0.030	***	0.010	0.97	***	0.011
農地總面積	-0.002		0.002	0.003	**	0.001	-0.001		0.002
戶長年齡	-0.001	***	0.000	-0.000	*	0.000	0.000		0.000
戶長學歷為國小	0.005		0.011	-0.08		0.010	0.052	***	0.012
戶長學歷為國中	-0.015		0.012	-0.035	***	0.012	0.052	***	0.013
戶長學歷為高中	-0.014		0.012	-0.031	**	0.013	0.058	***	0.014
戶長學歷為大專以上	-0.032	**	0.014	-0.057	***	0.015	0.026		0.016
戶長性別	0.021	***	0.007	0.026	***	0.008	0.029	***	0.009
土地自有比例	-0.058	***	0.005	-0.061	***	0.008	-0.038	***	0.009
勞動人口	0.003	**	0.001	0.001		0.001	0.008	***	0.001
截距項	0.942	***	0.031	0.935	***	0.038	0.378	***	0.039
R ²		0.078			0.147			0.114	
樣本數		15,869			15,580			27,450	
控制年份		有			有			有	
控制縣市		有			有			有	

資料來源：本研究自行整理

註：*,**,***分別代表在 10%、5%以及 1%顯著水準下達到顯著

本節第四部分要探討各項解釋變數對勞力投入在不同生產類別農家的影響，而勞力投入相較於前兩項要素投入，其投入的情況在各種類的經營型態之間有較大的差異，所以在各種農家之間會有較多不同的情況出現，在這個部分本研究將嘗試透過迴歸結果分析結果間不同的緣由找出各類型農家在勞力投入的差異。

一、主要經營類型—米

在米農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，而在各類型的農家都有同樣的情況，並且就以勞力投入的特性上，農地離散程度的提升確實會使得農家勞力人口難以分配，因而導致平均勞力投入的降低，而每當米農家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.97 天。農地面積的變數對米農勞力投入出現了顯著的負相關，在其他條件相同的農家中農地面積的提升會使得每單位的農家勞力分配的更加零散，因此每公頃的勞力投入勢必會降低，而從中可以看到各組農作種類的勞力密集程度，在米農中每公頃的生產規模提升會降低其勞力投入每公頃每年約 0.41 天，而其影響幅度不算太高，代表在農家增加規模後米農的勞力投入在天數上同樣可能會增加，以因應更高的工作量。

在戶長相關變數中，戶長年齡變數反映的是家戶組成的年齡層，若是由年長者擔任戶長其家戶的年齡組成可能較為多元，而若家戶戶長為年輕人時期家戶的人口高機率多為年輕人組成，因此可以反映其勞動力，而在米農樣本中，戶長年齡對勞力投入出現顯著的負相關，但在單歲之間的落差難以看出勞動力分配的差距。而戶長的教育程度如本章一直討論的學歷較高會有更高機率做出較好的決策，但若農作收益沒有達一定標準，高學歷的戶長可能會分配資本至其他投入，在此就有發現米農樣本中農家勞力分配隨戶長學歷出現先升後降的情況，各學歷的戶長在每年每公頃的勞力投入相較未受教育的戶長農家，學歷在國小的戶長家戶有約 0.1 天的提升，國中的戶長家戶有約 0.11 天的降低，高中學歷的戶長有約 0.28 天的降低，而大專以上學歷的戶長則出現了約 0.52 天的顯著降低。而戶長性別

對米農在勞力投入的影響也出現正相關，男性戶長的家戶有顯著較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.16 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對米農在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 0.12 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在米農樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.16 天。

二、主要經營類型—雜糧

在糧農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，每當糧農家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.19 天。農地面積的變數對糧農勞力投入出現了顯著的負相關，在糧農中每公頃的生產規模提升會降低其勞力投入每公頃每年約 0.14 天，其影響幅度相比之下更小，說明糧農在勞力投入上具備很大的增加空間，因此規模的提升對其勞力需求同樣不會構成太大的衝擊。

戶長相關變數中，戶長年齡對糧農勞動投入的影響沒有顯著的相關性，但從迴歸係數上看平均上戶長年齡較高的糧農其投入勞力會較低。戶長的教育程度在糧農樣本中同樣出現了先升後降的情況，在每年每公頃的勞力投入相較未受教育的戶長農家，學歷在國小的戶長家戶有約 0.08 天的提升，國中的戶長家戶有約 0.23 天的降低，高中學歷的戶長有約 0.44 天的降低，而大專以上學歷的戶長則出現了約 0.75 天的顯著降低。戶長性別對糧農在勞力投入的影響為顯著的正相關，男性戶長的家戶較女性戶長的家戶有顯著約 0.12 天提升。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對糧農在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 0.24 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在糧農樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.28 天。

三、主要經營類型—特用作物

在種植特用作物的農家樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，每當種植特用作物的農家家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.21 天。農地面積的變數對種植特用作物的農家勞力投入出現了顯著的負相關，在種植特用作物的農家中每公頃的生產規模提升會降低其勞力投入每公頃每年約 0.30 天，而其影響幅度同樣不算太高，其反映種植特用作物的農家在勞力投入上同樣具備增加空間，因此規模的提升對其勞力需求不會構成太大的衝擊。

戶長相關變數中，戶長年齡對種植特用作物的農家勞動投入有顯著的負相關，在單歲之間的影响幅度不足 0.01 天。戶長的教育程度在種植特用作物的農家樣本中同樣可見得先升後降的情況，在每年每公頃的勞力投入相較未受教育的戶長農家，學歷在國小的戶長家戶有約 0.36 天的提升，而國中的戶長則沒有顯著的差異，高中學歷的戶長有約 0.54 天的顯著降低，最後大專以上學歷的戶長則有出現 0.89 天的顯著降低。而戶長性別對種植特用作物的農家在勞力投入的影響也出現正相關，男性戶長的家戶有顯著較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.20 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對種植特用作物的農家在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 0.45 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在種植特用作物的農家樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.32 天。

四、主要經營類型—蔬菜

在菜農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，每當菜農家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.27 天。農地面積的變數對菜農勞力投入出現了顯著的負相關，在菜農中每

公頃的生產規模提升會降低其勞力投入每公頃每年約 0.45 天，而其影響幅度同樣不算太高與米農相仿，其反映菜農在勞力投入上同樣具備增加空間，因此規模的提升對其勞力需求不會構成太大的衝擊。

戶長相關變數中，戶長年齡對菜農的農家勞動投入沒有出現顯著的相關性，但從迴歸係數看在菜農樣本中年齡較高的戶長農戶會較年輕戶長的農戶有更高的勞力投入，可能來自於蔬果類作物的照護會有許多日常巡視的工作使得較為謹慎的族群會更頻繁的到農場巡視。戶長學歷在菜農的樣本中一樣反映出對勞力投入有先升後降的情況，在每年每公頃的勞力投入相較未受教育的戶長農家，學歷在國小的戶長家戶有約 0.23 天的提升，國中學歷的戶長有約 0.29 天的顯著降低，高中學歷的戶長有約 0.61 天的顯著降低，最後大專以上學歷的戶長則有出現 1.09 天的顯著降低。戶長性別對菜農的農家勞動投入的影響出現正相關，男性戶長的家戶有顯著較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.25 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對菜農在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 0.34 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在菜農樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.37 天。

五、主要經營類型—水果

在果農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，每當果農家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.12 天。農地面積的變數對果農勞力投入與菜農相近，出現了顯著的負相關，在果農中每公頃的生產規模提升會降低其勞力投入每公頃每年約 0.48 天，果農本身的照護需求及產銷模式就與蔬菜相近，而有些果類作物的平日照護需求會略高於菜農，因此這些也反映在係數中，受生產規模的提升果農勞力分配的衝擊也略高於菜農。

戶長相關變數中，戶長年齡對果農的農家勞動投入則出現了顯著的正相關，

同上段在菜農樣本中的討論，可能原因來自於年長家戶的生產決策較保守，在蔬果類作物的日常巡視工作上會有更高的投入，而其幅度同樣在單歲間難以看出落差。戶長學歷在果農的樣本中一樣反映出對勞力投入有先升後降的情況，在每年每公頃的勞力投入相較未受教育的戶長農家，學歷在國小的戶長家戶有約 0.17 天的提升，國中學歷的戶長有約 0.16 天的顯著降低，高中學歷的戶長有約 0.46 天的顯著降低，最後大專以上學歷的戶長則有出現 0.84 天的顯著降低。戶長性別對果農的農家勞動投入的影響出現正相關，男性戶長的家戶有顯著較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.19 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對果農在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 0.13 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在果農樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.29 天。

六、主要經營類型—食用菇蕈

在菇農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，每當菇農家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.76 天。而農地面積對菇農在勞力分配的影響就較其他作物高了不少，就如前段在對生產力進行迴歸分析時所述蕈菇的生產週期短因此菇農的勞力需求高每幾周就要採收、換批種植，也因此其家戶勞力在一年中投入農作的時間會非常高，在這種生產模式下，提高生產規模只能每日多投入些工時沒有更大的彈性增加工作天數，因此每公頃的規模上升會降低菇農每年每公頃的平均勞力投入約 2.57 天。

戶長相關變數中，戶長年齡對菇農的樣本農家勞動投入影響為顯著的負相關，而平均戶長增加 1 歲會降低其平均每年每公頃的人力投入 0.3 天。而戶長的教育程度對於菇農農家勞動投入則沒有顯著的影響，僅在迴歸結果中有平均相較於未受教育的戶長農家有些許落差，學歷在國小的戶長家戶有約 0.23 天的降低，國

中學歷的戶長有約 0.76 天的降低，高中學歷的戶長有約 1.48 天的降低，最後大專以上學歷的戶長則有出現 1.68 天的降低。戶長性別對菇農的農家勞動投入的影響沒有出現顯著的相關性，僅在迴歸結果中顯示男性戶長的家戶有較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.76 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對菇農在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 1.02 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在菇農樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.71 天。

七、主要經營類型—花卉

在花農的樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，每當花農家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.32 天。花農樣本與菇農相同，在迴歸結果中同樣為負相關且所受影響較大，應該與許多花卉種植上需要人力單株照顧有關，因此其同樣在出現規模上升時沒有多餘的天數或人力區分配，每當花農的生產規模上升 1 公頃時，其每年每公頃的平均勞力投入會降低約 2.12 天。

戶長相關變數中，戶長年齡對花農的樣本農家勞動投入影響沒有出現顯著的相關性，而在迴歸結果中顯示平均戶長增加 1 歲會降低其平均每年每公頃的人力投入 0.01 天。戶長學歷對花農家勞動投入則大多沒有顯著的影響，相較於未受教育的戶長農家僅國小學歷的戶長有約 0.77 天的顯著提升，而其他學歷的戶長雖無顯著性但根據係數顯示平均也都較未受教育的戶長農家高。戶長性別對花農勞動投入的影響沒有出現顯著的相關性，僅在迴歸結果中顯示男性戶長的家戶有較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.25 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對花農在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 1.83 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在花農樣本中出現每增

加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.55 天。

八、主要經營類型—其他作物

在種植其他作物的農家樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負相關，每當種植其他作物的農家家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.27 天。農地面積對於種植其他作物的農家影響較其他作物而言有略高的情況，但又沒有如同蕈菇及花卉一般的衝擊，本研究認為與其作物多為種苗相關，種苗為需要高度照護的作物類型，但其產銷是配合相關農戶需求的，因此種植其他作物的農家在其出貨期前的可能難以分配勞力去配合更高規模的生產，但由於此產業有明確的農閒時期，可以分配勞力先做好一些耕作前的準備工作因應規模增加的影響，每當種植其他作物的農家的生產規模上升 1 公頃時，其每年每公頃的平均勞力投入會降低約 0.63 天。

戶長相關變數中，戶長年齡對種植其他作物的農家勞動投入影響沒有出現顯著的相關性。而戶長學歷對其他作物的農家勞動投入同樣出現了先升後降的情況，在每年每公頃的勞力投入相較未受教育的戶長農家，學歷在國小的戶長家戶有約 0.75 天的提升，而國中及高中的戶長則沒有顯著的差異，最後大專以上學歷的戶長則有出現 0.52 天的顯著降低。戶長性別對種植其他作物的農家勞動投入出現正相關，男性戶長的家戶有顯著較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.36 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對種植其他作物的農家在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 0.85 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在種植其他作物的農家樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.42 天。

九、主要經營類型—畜牧業

在畜牧業的樣本中，主要變數土地零碎化指標對農家的勞力投入有顯著的負

相關，每當畜牧業家戶的土地零碎指標上升 0.1 時其勞力投入會顯著減少每公頃每年約 0.77 天。最後畜牧業也是如同花農以及菇農一樣採行勞力密集的耕作模式，由於動物相較作物產品需要的人工照護需求更高，因此畜牧業的勞力分配在規模增加時同樣會非常吃緊，每當畜牧業農家要增加規模時，每公頃的規模增加會使其每年每公頃的平均勞力投入降低約 2.37 天。

戶長相關變數中，戶長年齡對畜牧業的樣本中勞力投入有顯著的負相關，而平均戶長增加 1 歲會降低其平均每年每公頃的人力投入 0.04 天。而戶長學歷對畜牧業的農家勞動投入大多有顯著的正相關，年每公頃的勞力投入相較未受教育的戶長農家，學歷在國小的戶長家戶有約 1.02 天的提升，國中學歷的戶長有約 0.81 天的顯著提升，高中學歷的戶長有約 0.81 天的顯著提升，最後大專以上學歷的戶長雖無顯著性但係數上平均有 0.3 天的提升。戶長性別對畜牧業的農家勞動投入沒有出現顯著的相關性，僅在係數平均上男性戶長的家戶有較女性戶長之家戶投入更多勞力，每年每公頃約 0.09 天。

農家稟賦的變數中，土地自有比例對畜牧業在勞力投入的影響有顯著的負相關，每 1% 的土地自有比例的提升會使其勞力投入出現每公頃每年約 2.21 天的降低。家中勞動人口的多寡則肯定會對勞力投入有顯著的提升，在畜牧業樣本中出現每增加 1 明家中人口，其勞力投入會增加每公頃每年約 0.78 天。



表 5-12 農家生產規模及土地零碎化指標對勞力投入之各作物經營類型樣本估計結果

變數名稱	米		雜糧		特用作物				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	-0.968	***	0.026	-1.931	***	0.063	-2.131	***	0.146
農地總面積	-0.406	***	0.021	-0.137	***	0.047	-0.303	**	0.120
戶長年齡	-0.001	*	0.000	-0.001		0.001	-0.013	***	0.002
戶長學歷為國小	0.103	***	0.011	0.081	**	0.033	0.365	***	0.067
戶長學歷為國中	-0.112	***	0.015	-0.234	***	0.045	-0.127		0.080
戶長學歷為高中	-0.279	***	0.015	-0.438	***	0.049	-0.540	***	0.088
戶長學歷為大專以上	-0.521	***	0.018	-0.749	***	0.059	-0.893	***	0.097
戶長性別	0.101	***	0.009	0.125	***	0.026	0.203	***	0.056
土地自有比例	-0.121	***	0.022	-0.242	***	0.092	-0.449	***	0.114
勞動人口	0.159	***	0.002	0.277	***	0.007	0.319	***	0.015
截距項	3.929	***	0.154	3.645	***	0.236	4.400	***	0.222
R ²	0.147		0.140		0.131				
樣本數	653,891		103,288		63,766				
控制年份	有		有		有				
控制縣市	有		有		有				



表 5-12 農家生產規模及土地零碎化指標對勞力投入之各作物經營類型樣本估計結果 (續)

變數名稱	蔬菜		水果		食用蕈菇				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	-2.713	***	0.090	-1.229	***	0.118	-7.638	***	0.852
農地總面積	-0.446	***	0.111	-0.483	***	0.118	-2.566	***	0.741
戶長年齡	0.001		0.001	0.001	*	0.001	-0.033	*	0.017
戶長學歷為國小	0.229	***	0.044	0.169	***	0.030	-0.226		0.828
戶長學歷為國中	-0.288	***	0.051	-0.159	***	0.033	-0.763		0.913
戶長學歷為高中	-0.611	***	0.053	-0.463	***	0.037	-1.484		0.980
戶長學歷為大專以上	-1.091	***	0.064	-0.837	***	0.041	-1.684		1.056
戶長性別	0.253	***	0.031	0.185	***	0.022	0.765		0.467
土地自有比例	-0.341	***	0.102	-0.129	*	0.077	-1.021	**	0.425
勞動人口	0.367	***	0.008	0.285	***	0.006	0.714	***	0.085
截距項	7.473	***	0.273	5.556	***	0.671	10.446	***	2.050
R ²	0.129		0.084		0.187				
樣本數	276,174		478,176		2,872				
控制年份	有		有		有				
控制縣市	有		有		有				




表 5-12 農家生產規模及土地零碎化指標對勞力投入之各作物經營類型樣本估計結果 (續)

變數名稱	花卉		其他作物		畜牧				
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
土地零碎化指數	-3.182	***	0.318	-2.731	***	0.289	-7.663	***	0.347
農地總面積	-2.123	***	0.212	-0.627	***	0.091	-2.370	***	0.176
戶長年齡	-0.011		0.007	0.005		0.007	-0.042	***	0.009
戶長學歷為國小	0.765	***	0.241	0.748	***	0.242	1.025	***	0.299
戶長學歷為國中	0.161		0.292	0.288		0.244	0.808	**	0.361
戶長學歷為高中	0.389		0.316	0.322		0.302	0.805	**	0.409
戶長學歷為大專以上	0.444		0.372	-0.516	*	0.314	0.302		0.469
戶長性別	0.252		0.160	0.362	**	0.158	0.091		0.327
土地自有比例	-1.835	***	0.257	-0.855	**	0.354	-2.212	***	0.384
勞動人口	0.555	***	0.039	0.419	***	0.034	0.784	***	0.054
截距項	11.101	***	1.958	8.077	***	2.975	18.589	***	1.414
R ²		0.121			0.099			0.108	
樣本數		15,869			15,580			27,450	
控制年份		有			有			有	
控制縣市		有			有			有	

資料來源：本研究自行整理

註：*,**,***分別代表在 10%、5%以及 1%顯著水準下達到顯著

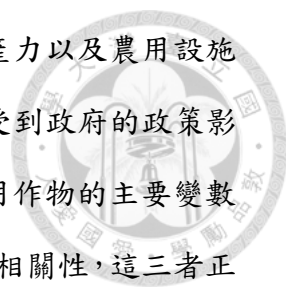
第三節 迴歸結果總結



最後在本章的第三節中，本研究會對前兩節中兩種分析樣本的實證結果進行總結，統整出不同情況下土地零碎化對農家生產力以及要素投入的決策有何影響。根據實證結果，本研究發現相較於過往文獻中因調查資料涵蓋規模較小研究範圍內之作物多樣性較低，在單一篇文獻中所得到的研究結果反映的可能僅是其資料涵蓋之特定作物或是特定鄉鎮之情況，從而在本研究的參考文獻間會出現許多不同的結果。而本研究因使用普查資料能在研究上能盡量考量多種可能性，就發現在不同的作物中能出現不同的效果，同時涵蓋了過往文獻中不同的研究結論，進而解釋了為何在不同的研究中土地零碎化對農家生產會對其生產力出現正相關以及負相關這樣截然不同的結果。

首先在總樣本分析中，本研究控制了臺灣各縣市以及不同作物產業間的個別影響，以期獲得土地零碎化對農家生產力與投入要素的影響，並藉由將不同生產規模水準代入迴歸結果的方程式中，獲得不同生產規模水準下土地零碎化對各項被解釋變數的影響，從本章第一節的結果中可以發現，在各農家生產規模下土地零碎化對農家生產力、農用設施以及農藥投入皆有出現 u-shape 的影響效果，說明當土地平均分割時土地零碎化指標在較高的水準，可能會是農民有意為之因此投入要素決策會與單一農地生產的農民相近，同時因土地分割有利多元種植，在分散風險提升收益的情況下農家生產力也不會因農地分散而受到太嚴重的衝擊，而土地零碎化指標較低的農家說明其所擁有之土地規模大小不一，最有可能的情況為擁有單一筆較大規模的土地以及其他較零碎的土地，因此相較於總規模相同的農家可能因零碎的土地難以利用，導致其生產力會明顯較低，從而最終結果出現 u-shape 的關聯。而勞力投入則是因該投入要素的性質而沒有出現 u-shape 的關係，隨農地規模的提升以及土地零碎化的提升，農家可分配的勞力只會越來越分散，不太可能像其他被解釋變數一樣出現回升的情況。

而在本章第二節所討論之各作物產業間的結果差異，發現會使作物間出現明



顯差異的一大因素可能為政府對特定作物所施行的政策。在生產力以及農用設施的迴歸結果中本研究發現，各變數對被解釋變數的影響會大幅受到政府的政策影響，因此在對生產力進行迴歸分析的結果中稻米、雜糧以及特用作物的主要變數土地零碎化指標就受其給付政策的影響出現與其他作物不同的相關性，這三者正好是本研究第二章中所提及綠色環境給付計畫的主要補貼對象。而在對農用設施投入的分析中各作物則是由於蔬果以及特用作物受不同的農用設施補貼政策影響在戶長學歷上出現不同的顯著相關性。由以上兩項發現本研究認為相較全樣本反映出臺灣農家的整體生產決策對生產力的影響，分組迴歸的結果更能捕捉一些資料上無法提供的資訊。

除上節提到政策效果，針對其他資料上無法提供的資訊，本研究還發現分組迴歸能反映出作物的耕作形式以及產銷情況等產業現況差異的影響。首先同樣是針對生產力的迴歸分析中，水果產業沒有如稻米、雜糧以及特用作物一般有相關直接給付措施，但其土地零碎化指標的變數對生產力的影響同樣為正相關，從而本研究發現這與其產業在面對價格風險的決策有關。而菇農樣本同樣因其生產方式在農用設施以及農藥施用的迴歸中出現與其他樣本高度差異情況。並且根據不同作物的情況同樣對戶長在不同個人條件時的決策有所影響，正如同本研究一直以來的推測，相較於未受教育的戶長，戶長在各學歷的係數很常出現其投入水準高點多出現在國中或高中水平，也就是本研究一直描述之先升後降的情況，而同樣的在高產值且高度資本投入的樣本中則沒有出現，對於本研究的針對高學歷戶長會出現投入分配的推論有高度的支持。在生產力中也發現了戶長年齡會與產銷通路有關的情況，在一些零售端有如米行、糧食行或是水果行等傳統通路存在時年長戶長對於生產力的影響會出現正相關。這些發現都證明了利用不同的作物類型進行分組確實能發現資料上難以顯示出的內容並以此進行討論獲得更精確的結果。

針對農家稟賦相關變數的影響在四項解釋變數的迴歸分析中都有高度統一

的影響結果，大致上土地自有比例的變數與本研究推測的一致，相較於佃農或是雇農，自有地的生產會缺乏收入壓力而容易出現較低生產效率的結果。在農家勞動人口中同樣也在各組樣本中出現高度一致的結果，能夠發現這項稟賦在不同的樣本中都能令農家生產出現正向效益。以上為本研究在本節中經由九種不同作物分組進行迴歸分析後發現的異同，也確實藉由不同組別的分析結果發現了許多無法經由資料變數反應的影響從而獲得更多資訊。

第六章 結論與建議



第一節 結論

臺灣的農業生產規模受制於地狹人稠的現實情況，加上臺灣農業人口的老化以及農村青年的外流等問題的不斷發生可以發現每年的平均農業生產規模的持續的降低，以及農地的大小不利規模生產，超過八成的農家擁有的農地不足一公頃，而因此臺灣的農業生產在國際間的競爭下出現了明顯的劣勢，從而政府也提出許多獎勵措施幫助小農提升生產規模，而在生產總面積外土地零碎化更是影響農家生產的一大問題，但臺灣如今卻少有相關研究。而本研究透過外國文獻以及主計總處普查的資料希望全面分析臺灣農地利用的現況，並且利用普查的全面性使得模型估計能夠盡善盡美，最後分別獲得臺灣總體農業現況在土地利用上對農家生產力以及投入要素決策的影響，並且針對不同的作物產業將各自產業情況納入考量探討土地利用的影響是否會因不同作物而有所差異。

以此本研究將實證方法分為兩種樣本進行分析，在總樣本的分析中先利用二元固定效果模型控制其他非主要變數的影響，後利用剩餘未被估計的部分研究農地規模以及土地零碎化對農家生產力的影響，並且以此方式能更方便本研究去探討不同農地規模水準下土地零碎化對被解釋變數的效果，也就是兩變數的交互關係。而將總樣本分為九項不同作物的樣本分析中，本研究發現個別作物的樣本間土地零碎化對被解釋變數的影響出現了明顯的差異，而從這些差異中可以發現來自於政策對個別作物的影響。本研究也會透過實證的結果回答以下兩點問題：

一、土地零碎化如何影響臺灣的農業生產

本研究在總樣本中將所有變數分為農地規模、土地零碎化指標兩項主要變數、農家戶主的社會經濟相關資料、家戶稟賦以及各類作物的固定效果，在第一階段先將除主要變數的其餘變數納入二元固定效果模型中控制其效果，第二部分則是

針對受主要變數影響的部分進行主要變數影響的分析並藉由畫圖去探討其交互關係。

(一) 總樣本分析其他變數對於農家生產力以及投入要素決策的影響

其他變數中，在戶長的社會條件變數中，影響雖有顯著性但從係數上來看影響有限。各項作物的變數在總樣本中反映的更貼近其產品單價間的差距而非對生產決策的影響。在家戶條件的變數中，土地的自有比例提高則會使農家的生產力降低，能來自於沒有租金或來自雇主的業績壓力導致，而政策主要在對租金進行補貼難以反應在本研究的迴歸結果中，但依然能從此判斷政府政策可能同樣也是鼓舞佃農或合約契作農民的因素之一。農家勞動人口的多寡則會顯著提升農家生產力，這點就毫無疑問畢竟臺灣如今的農業生產還未且難以實施機械化，人力投入的勞力密集生產模式就臺灣農家主要的生產方式，因此農家勞動人口的增加肯定會對農家生產力有所提升。

而對於要素投入決策的影響中，農用設施的投入主要受不同作物的個別影響以及土地自有比例的影響較為明顯，其餘變數雖同樣具有顯著性但從係數上來看影響較小。而農藥的施用則是除不同作物的個別影響以及土地自有比例的影響外，還有戶長學歷也會有明顯的影響。而針對勞力投入的要素則是除戶長年齡外皆有產生明顯的影響，而這當中差異本研究認為與這些要素在臺灣農業生產中的施用狀況相關，前兩項的施用情況較勞力投入在家戶間的差異較小，說明不管何種條件差異下都難以明顯影響這兩樣要素的投入決策，從而導致本研究所呈現的結果。

(二) 土地零碎化以及農地規模對臺灣整體農業生產力以及要素投入的影響

在總樣本中土地零碎化與農業耕作面積對於農家的生產力皆有顯著的負相關，也就是說不考慮個別作物的生產條件以及政府政策等因素，臺灣的農家在投入生產時的耕作面積的增加會使得其單位面積生產力的降低，同時農場在擴大規模時也要考慮土地的零散程度，尤其如今政府推動小地主大佃農政策鼓勵小農擴大生產，其中申請補貼的規模條件就有限制土地要在同一鄉鎮或毗鄰鄉鎮中，就


是防止土地零碎化的重要措施。根據本研究的結果在考量農地規模以及土地零碎化的交互影響下，在農地規模極小以及極大兩個極端的農家其生產力的表現較難出現波動，而生產規模在第 20 百分位數至第 60 百分位數水準的農家則會出現隨土地零碎化指標上生產而生產力出現 u-shape 的情況，這說明農家在土地利用上應該降低或是平均分割會更具生產效率，這個發現便與 Looga et al. (2019) 的研究結果相似。

而針對三項要素投入的決策，對農用設施以及農藥的情況的影響大致相同，前者為農家普遍投入狀況較低，後者為農家普遍投入狀況較高，這使得樣本間的差異很小也就導致各項變數如何變動都難以影響其決策，但有趣的是當土地零碎化的指標上升，代表農家土地筆數的增加，會讓農家做出比較少見的決策，這與 Ciaian et al. (2018) 以及 Yu et al. (2022) 的研究結果相似。正如第二章提及這兩篇文獻發現了農地零碎化有助於農場的生產多樣性，可能農地零碎化也會使農家的生產投入決策出現多樣性，不過當土地零碎化過高時也就是土地是平均分割的情況下則又會迴歸主流決策，這可能說明了農家決策中會更願意利用所有農地中較小或畸零的農地去做不同嘗試並承擔較小的風險。

而結合這兩段，針對土地零碎化對三項投入要素的影響，其中對於農用設施以及農藥的投入僅有些許影響，加上這兩項投入要素的投入水準在各農家之間較為固定因此可能難以影響到農家生產力。而土地零碎化對於勞力投入的影響較為明顯，但卻不具有 u-shape 的結果，所以本研究認為土地零碎化對勞力投入的分散效果可能是除本身導致生產不規模外會影響到農家生產力的因素之一。

二、不同作物產業間影響生產力及投入要素決策的因素有何異同

在個別作物樣本中本研究主要未探究不同作物產業間是否有特殊情況的發生從而更全面的了解影響農家生產力以及要素投入決策的因素，因此在此部分實證分析中本研究將所有變數都納入二元固定效果模型中進行分析。本研究認為相較於總樣本的係數反映的是總體農家不同變數造就的影響，以單一作物去構建模



型能更好的反應特定作物的生產模式或是政策補貼等因素在生產規模以及土地零碎化對生產力的影響，也因此當本研究以不同作物經營類型進行分組時，各迴歸分析中的樣本沒有被資料涵蓋的變數如耕作方式、政策補貼以及生產週期等外生因素的差異會較總樣本低得多，甚至在稻農樣本這類耕作模式高度統一的農作類型中能很好的被控制住，所以模型的 R-squared 指標也有大幅上升。

其中對變數結果的影響特別是種植米以及雜糧的農家樣本因為補貼政策導致農民生產的產值只與農地面積相關，土地零碎化指標就不太會對其造成影響。而水果這類有減產控制價量關係的農家土地零碎化則有利其進行生產分配，不同農地能種植不同作物以利應對市場價格做出生產決策。其餘作物情況則與總樣本較為相似，有小差異也都與各自生產模式的差異相關，這一部分的迴歸結果比較主要是由於資料的多樣性才能進行進而看到各類作物不同的生產模式以及不同的政策環境如何影響生產決策。這樣不同作物種類間對農業生產力會出現不同影響的結果，就正好能說明土地齡化對農家生產或是經營的影響，不會如 Latruffe and Piet (2014) 的研究結論一般僅有負面影響，至少在臺灣現況上來說正面效果與負面效果都有出現，也能解釋過往研究間出現相反結果時，可能是來自其樣本涵蓋不同農業條件的結果。

在三項投入要素的分析結果中，農用設施的投入以及農藥施用在臺灣農家之間普遍需求缺乏彈性，其中農用設施的在臺灣農家中幾乎不會想要投入，有受政策補貼的族群在變數中會出現顯著提升，如受小地主大專業農補貼的大專學歷以上戶長之農家，以及蔬果及特用作物等有專案補貼的作物類型在變數影響上菜有出現顯著性，也就是說只要政府有相關補貼農民確實會因此受惠，但與其生產力結果進行比較，在戶長教育程度上生產力表現最好的反而是國高中學歷的戶長，這可能說明了政府的補貼依然無法將高學歷的勞動力拉回農業部門，依然有大專業農會選擇分散勞力至非農業領域的工作上。

而最後針對農家勞動力的迴歸結果在這項投入要素上各組的農家樣本與總

樣本的差距較小顯示政策以及不同耕作型態可能不會對勞力的使用上造成強烈的影響，僅從敘述統計以及總樣本中各作物變數的係數上能看出勞力投入的需求大致與該作物的生產週期相關，其中比較大的差異出現在戶長的教育程度上，僅有單位收入較高的產業包括蕈菇、花卉以及畜牧業的教育程度對勞力投入才不會出現負相關，也證實了本研究上一段所述，高學歷的戶長將勞力轉移至其他非農業的工作上以增加收入，而若未來臺灣農業開始邁向機械化可能才會大幅衝擊臺灣不同產業農家在其他變數上對勞力投入的影響。

第二節 研究限制與未來研究方向

在本研究中所使用的資料為農牧戶普查資料，也因此研究模型的變數選擇會受資料限制，雖然普查形式在臺灣行之有年也盡量反映了臺灣農業現況，但針對個別研究時肯定會有無法處理的問題，如本研究的生產力指標其實以單位面積產量會更加適當但由於普查中的作物數量單位難以統一因此改為單位面積產值，而除此之外如同總樣本以及分組樣本間的差異本研究發現在分組樣本中的 R-squared 指標有大幅上升的情況可能來自於分組後的耕作方式，如：水田、旱田、輪作等未包含於普查資料中的變數經由分組後在各組內變的較為統一而降低其對模型的影響，這些都是本研究認為來自於資料的限制。

而由以上問進行延伸本研究認為未來針對農地零碎化的研究，可以嘗試不同資料集之間的配合，若是有機會本研究認為後續能夠嘗試以農地間距離所估計的指標與本研究所使用的指標去進行分析並比較，在過往許多的文獻中都有此研究方式，不過目前來說可能難以蒐集到太過精確的資料，因此後續的研究可以藉由普查中各家戶單筆土地的所在鄉鎮進行粗略估計，或是自行蒐集較為精確的資料，以期未來在農地零碎化這項議題的研究中更進一步。

參考文獻

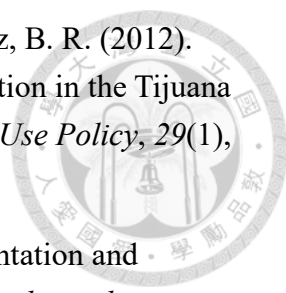



中文部分

- 行政院農業委員會 (2000)。台灣農業發展歷程與現階段面臨問題。
<https://www.coa.gov.tw/ws.php?id=3040>
- 行政院農業委員會 (2001)。支持農林漁牧業普查，掌握最新資訊。農政與農情，107。
- 行政院農業委員會 (2023)。綠色環境給付計畫。
<https://www.afa.gov.tw/cht/index.php?code=list&ids=286>
- 行政院農業委員會 (2023)。推動小地主大專業農，提升經營規模與效益。
https://www.afa.gov.tw/cht/index.php?code=list&flag=detail&ids=724&article_id=4228
- 周怡伶 (2020)。以普查追蹤資料研析農家經營情形。主計月刊，773，76-81。
- 廖安定和魏碧珠 (2006)。推動農業經營企業化 建立農業中衛體系之思維與做法。農政與農情，174。

英文部分

- Bentley, J. W. (1987). Economic and Ecological Approaches to Land Fragmentation: in Defense of a Much-Maligned Phenomenon. *Annual Review of Anthropology*, 16(1), 31-67.
- Blarel, B., Hazell, P., Place, F., and Quiggin, J. (1992). The Economics of Farm Fragmentation: Evidence from Ghana and Rwanda. *The World Bank Economic Review*, 6(2), 233-254.
- Brabec, E., and Smith, C. (2002). Agricultural Land Fragmentation: The Spatial Effects of Three Land Protection Strategies in the Eastern United States. *Landscape and Urban Planning*, 58(2-4), 255-268.
- Ciaian, P., Guri, F., Rajcaniova, M., Drabik, D., and y Paloma, S. G. (2018). Land Fragmentation and Production Diversification: A Case Study from Rural Albania. *Land Use Policy*, 76, 589-599.
- Farmer, B. H. (1960). On Not Controlling Subdivision in Paddy-Lands. *Transactions and Papers (Institute of British Geographers)*, (28), 225-235.

- 
- Farley, K. A., Ojeda-Revah, L., Atkinson, E. E., and Eaton-González, B. R. (2012). Changes in Land Use, Land Tenure, and Landscape Fragmentation in the Tijuana River Watershed Following Reform of The Ejido Sector. *Land Use Policy*, 29(1), 187-197.
- Galt, A. H. (1979). Exploring the Cultural Ecology of Field Fragmentation and Scattering on the Island of Pantelleria, Italy. *Journal of Anthropological Research*, 35(1), 93-108.
- Helfand, S. M., and Taylor, M. P. (2021). The Inverse Relationship Between Farm Size and Productivity: Refocusing the Debate. *Food Policy*, 99, 101977.
- Kalantari, K., and Abdollahzadeh, G. (2008). Factors Affecting Agricultural Land Fragmentation in Iran: A Case Study of Ramjerd Sub District in Fars Province. *American Journal of Agricultural and Biological Science*, 3(1), 358-363.
- Kadigi, R. M., Kashaigili, J. J., Sirima, A., Kamau, F., Sikira, A., and Mbungu, W. (2017). Land Fragmentation, Agricultural Productivity and Implications for Agricultural Investments in The Southern Agricultural Growth Corridor of Tanzania (SAGCOT) Region, Tanzania. *Journal of Development and Agricultural Economics*, 9(2), 26-36.
- King, R., and Burton, S. (1982). Land Fragmentation: Notes on A Fundamental Rural Spatial Problem. *Progress in Human Geography*, 6(4), 475-494.
- Lisec, A., and Pintar, M. (2005). Conservation of Natural Ecosystems by Land Consolidation in The Rural Landscape. *Acta Agriculturae Slovenica*, 85(1), 73-82.
- Latruffe, L., and Piet, L. (2014). Does Land Fragmentation Affect Farm Performance? A Case Study from Brittany, France. *Agricultural Systems*, 129, 68-80.
- Looga, J., Jürgenson, E., Sikk, K., Matveev, E., and Maasikamäe, S. (2018). Land Fragmentation and Other Determinants of Agricultural Farm Productivity: The Case of Estonia. *Land Use Policy*, 79, 285-292.
- Muchová, Z. L. A. T. I. C. A., and Petrovič, F. R. A. N. T. I. Š. E. K. (2010). Changes in the Landscape Due to Land Consolidations. *Ekológia (Bratislava)*, 29(2), 140-157.
- Muyanga, M., and Jayne, T. S. (2019). Revisiting the Farm Size-Productivity Relationship Based on A Relatively Wide Range of Farm Sizes: Evidence from Kenya. *American Journal of Agricultural Economics*, 101(4), 1140-1163.

- 
- Ntihinyurwa, P. D., and de Vries, W. T. (2020). Farmland Fragmentation and Defragmentation Nexus: Scoping the Causes, Impacts, and The Conditions Determining Its Management Decisions. *Ecological Indicators*, 119, 106828.
- Sorbi, U. (1952). Land Fragmentation and Dispersion in Italy. *International Journal of Agrarian Affairs*, 1(4), 44-53.
- Sanderatne, N. (1972). New Land Reform in Sri Lanka (Ceylon). *Land Tenure Cent LTC Publ.* (37), 18-22.
- Sklenicka, P., and Salek, M. (2008). Ownership and Soil Quality as Sources of Agricultural Land Fragmentation in Highly Fragmented Ownership Patterns. *Landscape Ecology*, 23, 299-311.
- Vijulie, I., Matei, E., Manea, G., Cocoş, O., and Cuculici, R. (2012). Assessment of Agricultural Land Fragmentation in Romania, A Case Study: Izvoarele Commune, Olt County. *Acta Geographica Slovenica*, 52(2), 403-430.
- Wang, Y. H., Li, X. B., and Xin, L. J. (2019). Characteristics of Cropland Fragmentation and Its Impact on Agricultural Production Costs in Mountainous Areas. *Journal of Natural Resources*, 34, 2658-2672.
- Wang, Y., Li, X., Lu, D., and Yan, J. (2020). Evaluating the Impact of Land Fragmentation on the Cost of Agricultural Operation in the Southwest Mountainous Areas of China. *Land Use Policy*, 99, 105099.
- Yu, P., Fennell, S., Chen, Y., Liu, H., Xu, L., Pan, J., Bai, S., and Gu, S. (2022). Positive Impacts of Farmland Fragmentation on Agricultural Production Efficiency in Qilu Lake Watershed: Implications for Appropriate Scale Management. *Land Use Policy*, 117, 106-108.