

農業經濟叢刊

第二十九卷 第二期 (中華民國一一二年十二月)

目 錄

臺灣蘋果進口需求體系之估計	
.....王鈺惠、江之凡、陳宗蔚、張國益	1
有機水稻生產效率與標竿農場經營之分析	
.....黃炳文、林秀囊、蔡永輝、廖玟筑、張羽萱、賴涵妤	47
智慧管理機制分析農地資源面積變動之影響因素	
.....林俊昇	79
都市居民面對氣候變遷之風險感知、環境態度、親環境行為 及對集合住宅綠化願付價格之研究	
.....李雋奕、張伯茹	109

社團法人臺灣農村經濟學會

臺灣 中華民國



臺灣蘋果進口需求體系之估計^{*}

王鈺惠^{**}、江之凡^{***}、陳宗薦^{****}、張國益^{*****}

蘋果為臺灣重要的進口農產品。本文以一階差分近似理想需求模型估計臺灣在入會世界貿易組織前後、全球金融危機發生後、臺紐經濟合作協定生效後及 COVID-19 疫情後之美國、智利、日本、紐西蘭及其他國家（五國加總）的蘋果進口需求彈性。估計結果顯示日本蘋果及美國蘋果之進口需求彈性幾乎沒有結構性的轉變。日本蘋果長期呈現高單價。美國長期為臺灣所有蘋果進口份額最大的進口國，且與智利、日本等其他進口來源國的蘋果為互補關係。長期來講美國、智利及日本進口蘋果的自我價格彈性符合農產品之價格敏感度不高的特性。然而，臺灣消費者普遍對於各國進口蘋果的價格變化逐漸不具彈性，尤其對於智利蘋果的價格敏感度逐年降低。另外，本文發現入會世界貿易組織前後及簽訂臺紐經濟合作協定後容易造成蘋果進口需求體系的結構性轉變，尤其蘋果進口國間的互補關係明顯出現。另外，臺灣消費者的支出彈性在發生全球金融危機前較高，進口蘋果屬於奢侈財，而發生全球金融危機後支出彈性開始降低甚至小於 1（約 0.7），臺灣消費者的偏好逐漸將進口蘋果視為正常財。

關鍵詞：蘋果進口、一階差分近似理想需求模型、窒息價格、結構性轉變

JEL 分類代號：F14, Q13, Q17

* 本文承蒙兩位匿名審查者及編輯委員提供諸多寶貴意見，以及國家科學及技術委員會大專生研究計畫補助（計畫編號：109-2813-C-005-020-H），特此感謝。

** 國立屏東科技大學農企業管理系助理教授。

*** 國立政治大學經濟學系碩士班研究生。

**** 國立中興大學應用經濟學系博士班研究生。

***** 通訊作者：國立中興大學應用經濟學系教授，臺中市南區興大路 145 號，Tel: 04-22840402#321，Email: kic@nchu.edu.tw。

投稿日期：2023 年 04 月 01 日；第一次修改日期：2023 年 06 月 27 日；
接受日期：2023 年 07 月 10 日。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 29:2 (2023), 1-46。

社團法人臺灣農村經濟學會出版

I、前言

蘋果為臺灣重要的進口農產品，各主要蘋果進口國競相在臺灣銷售。臺灣自 1979 年開放蘋果進口後，各國蘋果大量湧入，每年蘋果進口量不斷上升（徐源清、萬鍾汶，2007），經由圖 1 呈現之 1995 年 1 月至 2022 年 8 月 HS 六碼層級財貨資料可知，在包含所有進口水果分類的第八章「食用果實及堅果；柑橘屬果實或甜瓜之外皮（HS 六碼貨品號列 080111–081400）」中，蘋果的進口金額約 42 億美元，高居所有進口水果第一位，且占前十大進口水果總金額之比重約為 37.35%。而奇異果為進口水果金額第二高，其進口金額約為 14 億美元，但僅占總金額之 12.77%。黃聖茹及李佳珍在 2018 年的研究指出臺灣近年來對蔬菜、果品的消費顯著增加，且以 2014 年為例，每人每年對於穀類、蔬菜類、果品類、肉類、水產類之消費量中，果品類之消費比例（21.24%）為最高（黃聖茹、李佳珍，2018）。然而，由行政院農業委員會歷年之農業統計資料中可得知，臺灣本土蘋果產量相較其他水果十分稀少，且正逐年遞減。歷年來國內水果產量最高的為柑橘類、鳳梨、香蕉、番石榴、芒果等。以 2018 年為例，國內柑桔類水果的產量為 524,091 公噸，而蘋果產量僅有 1,619 公噸。經由圖 2 亦可發現，1995 年至 2021 年間，臺灣本土蘋果產量呈現逐年遞減的趨勢。相較而言，蘋果不僅為簽訂區域貿易協定時最早開始實施逐步開放的進口水果品項之一，長期進口重量整體來說呈現增加的趨勢，與國內產量有相當程度的差距。

進口農產品長期需求體系容易隨時間逐漸改變，亦有可能受到重要的貿易事件衝擊進而影響各個進口國間的替代及互補關係，也會影響消費者支出的消費型態。過去有相關文獻指出由於臺灣氣候較不適合栽種蘋果，耕作環境較不理想，生產成本也較高，消費者對於國內冬季水果如蕃茄及蘋果在自身價格彈性方面是富有價格彈性的，故須由大量進口來滿足國內需求（徐源清、

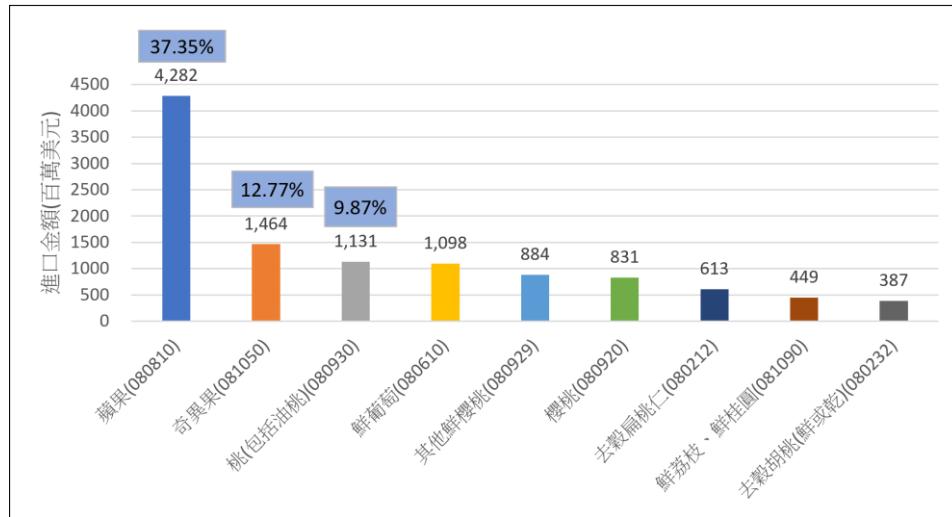


圖 1 臺灣 1995 年 1 月至 2022 年 8 月十大進口水果金額

資料來源：經濟部國際貿易局，再經本文整理。

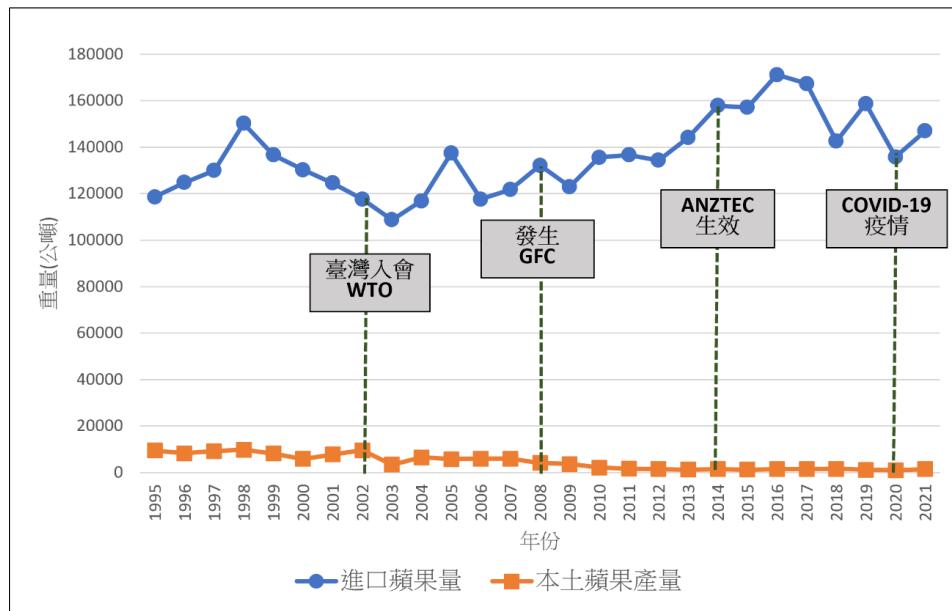


圖 2 1995 年至 2021 年臺灣蘋果本土產量與進口量（單位：公噸）

資料來源：行政院農委會及經濟部國際貿易局，再經本文整理。

萬鍾汶，2007；魯真、王策玄，2005）。然而，蘋果進口及消費型態容易受到重大事件影響，過去文獻指出 WTO 新回合農業談判若調降關稅級距，對於臺灣較不具競爭力的食品產業如「飲料及菸酒」與「蔬菜和水果」可能會造成一些不利的影響（翁永和、陳坤銘、郭炳，2005），亦有文獻指出中美貿易戰中實施調漲關稅課徵的措施將影響中國出口水產品至美國的出口量，同時也會改變同為吳郭魚出口大國的臺灣等水產品出口國在貿易上的競合關係（詹滿色、李苡嫻，2021）。儘管如此，黃聖茹與蕭清仁在 2011 年的研究指出臺灣本土水果的生產與進口果品的消費支出與季節有重要關係，尤其瓜果類與溫帶水果的進口為互補關係，本土水果可以經由產量控制、選擇避開替代水果進口期間的行銷策略，或經由品質差異達到市場區隔。如此，儘管進口果品能以低價競爭，只要清楚標示進口來源，依然可以提升本土水果競爭力，也可以提高對消費者的保護（黃聖茹、蕭清仁，2011）。根據取消課徵進口關稅的降稅清單，蘋果於 2013 年就為立即免稅農產品，紐西蘭進口蘋果重量及金額皆呈上升趨勢。又根據 2019 年臺灣對於進口蘋果課徵的關稅資料可知，臺灣給予有簽訂優惠關稅貿易協定的對手國已逐步降稅至 0% 至 4%，而其他 WTO 國家適用的 MFN 關稅則仍為 20%。由上述可知相較於適用 MFN 關稅，貿易對手國在簽定優惠關稅協定後確實因享有優惠關稅（*Preferential tariff*）而在進口重量及金額上有成長的趨勢。因此，是否簽訂優惠關稅貿易協定並享有優惠關稅為影響臺灣蘋果進口的重要因素。除此之外，過去文獻指出水果對中國城鎮地區的消費者來說是食品消費當中最具支出彈性的項目，表示當所得增加時，城鎮居民對水果需求增加的幅度會最大（劉鋼、崔曉倩、陳麗妃，2008），說明探悉水果的進口消費型態時亦需要考量可能對消費者所得造成影響進而改變消費進口水果購買意願的事件如：2008 年發生的全球金融危機（*Global Financial Crisis*，以下簡稱 GFC）及臺灣於 2020 年初開始的 COVID-19 疫情，上述兩事件皆可能對臺灣消費者對於進口品的支出產生變化，亦造成國際貿易受到阻礙甚至可能導致貿易中斷。因此，本文首先欲根

據上述可能影響臺灣蘋果進口貿易的事件，以細緻之月別資料檢視如圖 3 顯示之事件是否存在結構性轉變，若該事件的發生造成臺灣消費者對進口蘋果的需求型態產生結構性轉變，本文再經由一階差分之近似理想需求模型（Almost Ideal Demand System，以下簡稱 AIDS）估計臺灣消費者對於進口蘋果之自我價格彈性、交叉彈性及支出彈性，以瞭解臺灣消費者對於進口蘋果的價格敏感度及對於不同進口來源國蘋果的消費選擇，還有不同進口國蘋果間的為替代或互補關係。

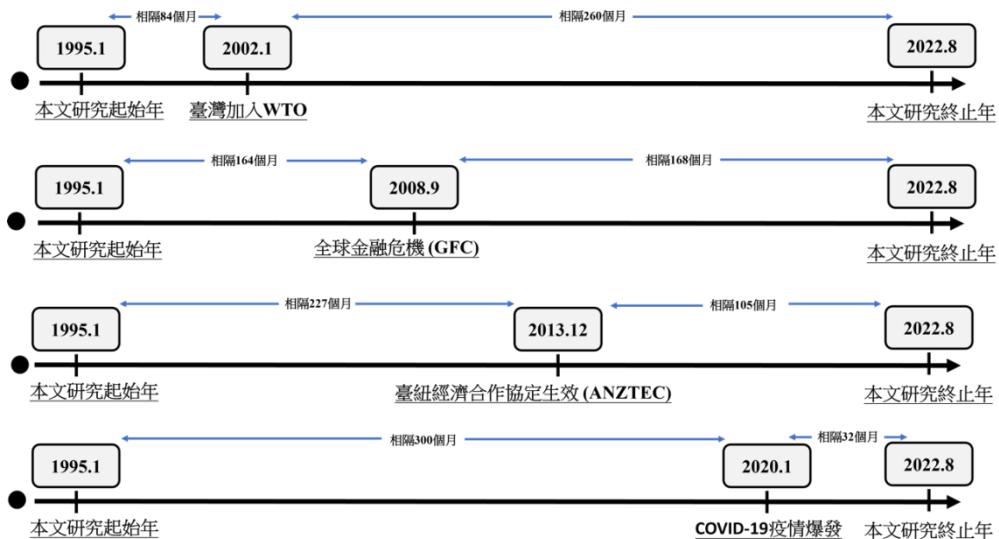


圖 3 事件時間軸

臺灣的進口蘋果來源國眾多，但最主要的進口國為美國、智利、日本及紐西蘭。經由圖 4 及圖 5 可知，臺灣進口蘋果的金額與重量存在相似的趨勢，且在 1995 年 1 月至 2022 年 8 月間以美國的進口蘋果平均金額及平均重量所占比重最高。依據經濟部國際貿易局歷年進口統計資料指示，在 1995 年 1 月至 2022 年 8 月間，臺灣蘋果的進口來源共有 9 個國家，其中的主要進口來源為美國、智利、日本、紐西蘭等 4 國，本文對於其他 5 國則加總為「ROW 其他國家（九國加總）」。因為 4 個蘋果主要進口國之進口重量及金額皆占總進口

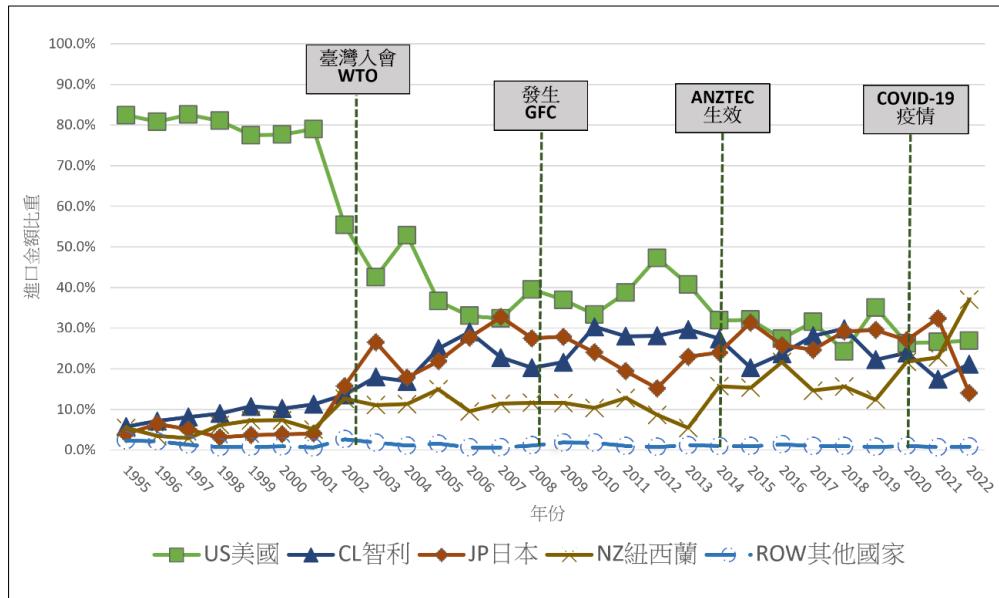


圖 4 1995 年至 2022 年各國蘋果進口金額占該年蘋果進口總金額之比重

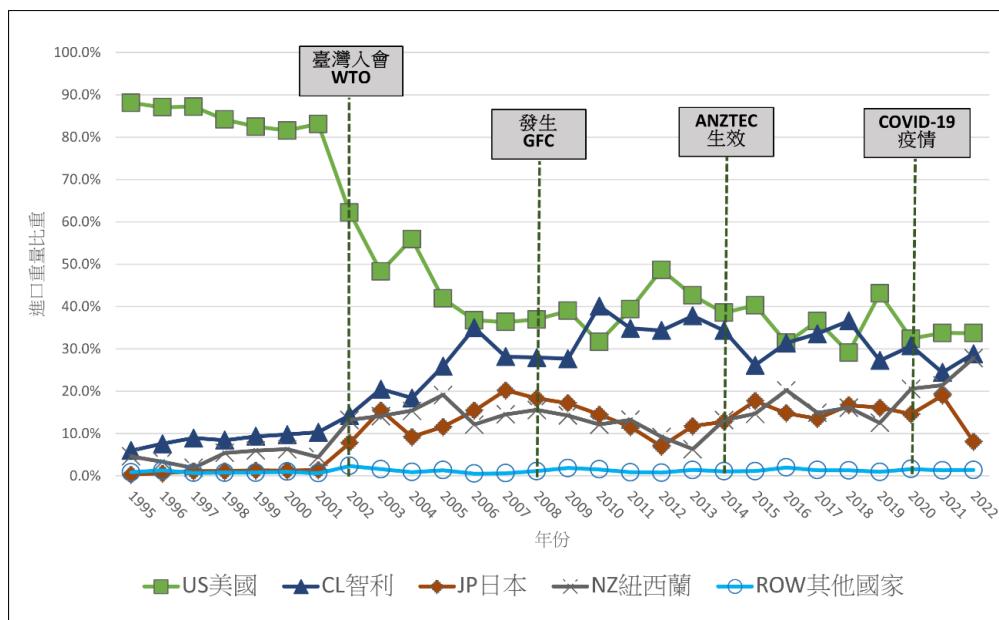


圖 5 1995 年至 2022 年各國蘋果進口量占該年蘋果進口總重量之比重

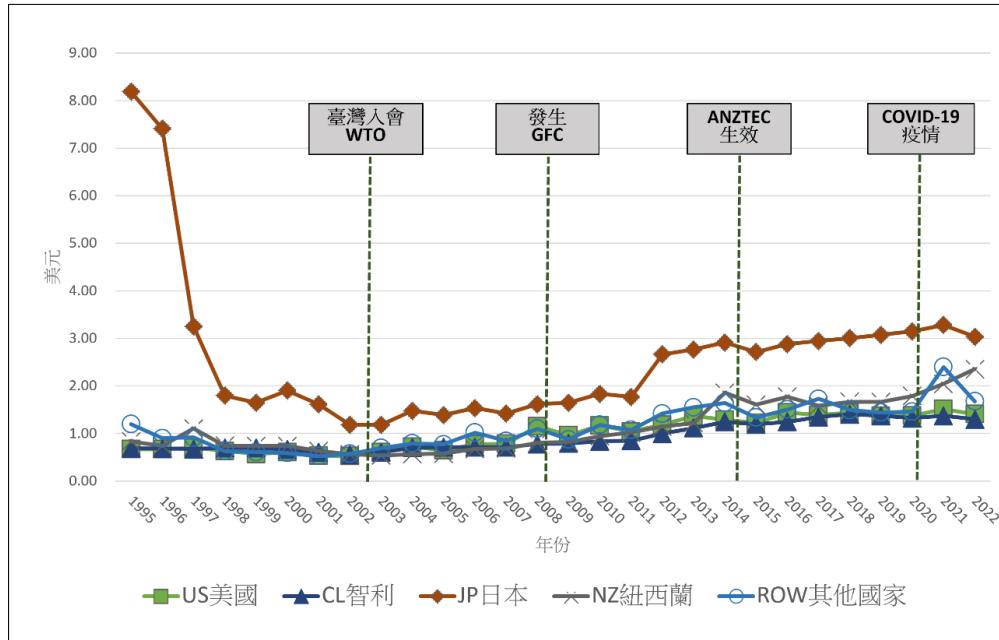


圖 6 1995 年至 2022 年各國進口蘋果單價（單位：美元）

重量及金額的 98.8%。其中，美國、智利、日本及紐西蘭在 28 年間進口重量的比重分別約為 51.2%、24.3%、10.8% 與 12.6%，進口金額的比重平均則分別約為 46.9%、20.0%、19.6% 與 12.4%。另外，可經由圖 6 呈現的各國進口蘋果單價趨勢得知，各國進口蘋果單價的趨勢及排序與其金額及重量的趨勢存在差異。換句話說，各國蘋果的種類及品質不同，其中以日本的進口單價為最高（平均約 2.62 美元 / 公斤）及次高紐西蘭（平均約 1.12 美元 / 公斤），美國及智利的進口蘋果單價則相對低價（平均分別約為 0.99 及 0.92 美元 / 公斤）。若按照不同時間區間可以發現在 2002 年臺灣入會 WTO 前，有八成左右的進口蘋果來自美國，而臺灣入會 WTO 後，各國的進口蘋果才開始有相互競爭的關係，美國進口蘋果的金額比重及重量比重逐年下降。發生 GFC 後各國的進口蘋果平均進口金額及重量比重皆下降，但智利及美國蘋果復甦的速度較快，約 2009 及 2010 年即再次提升，日本及紐西蘭進口蘋

果則約在 2012 年及 2013 年才復甦。ANZTEC 生效後僅有紐西蘭的平均進口金額及平均重量比重提升，美國、智利及日本進口蘋果的平均金額及重量比重皆下降。2020 年初開始的 COVID-19 疫情導致全球的貿易受阻，美國及日本的進口蘋果應該有受到一些衝擊，平均進口金額及重量在 2020 年下降但在 2021 年有復甦趨勢。然而，COVID-19 疫情的發生對智利及紐西蘭的進口蘋果造成的衝擊則較小，進口金額及重量的比重在 2020 年並沒有明顯的下降，甚至有成長的趨勢。

隨著自由貿易的發展，世界各國致力於推廣農產品出口，除了積極簽定區域貿易協定以降低貿易障礙，也擬訂相關的出口促進計畫及法令如：美國農業部（United States Department of Agriculture, USDA）的農產貿易促進計畫（Agricultural Trade Promotion, ATP）、日本農林水產省於 2020 年實施的輸出促進法等等。然而，若僅由出口金額及重量的大小評估其政策效果可能忽略與其競爭對手的競合關係，也忽略目標市場的需求體系變化。有鑑於臺灣對於蘋果存在長期進口依賴，若經由臺灣蘋果進口端的需求體系檢視各個蘋果來源國的出口促進計畫實施成效應能補足僅由出口端視角進行政策成效評估的不足。同時，臺灣在擬定我國農產品的相關出口計畫時也能以此為借鏡。綜合上述動機，本文主要目的為驗證臺灣對進口蘋果的消費型態是否有結構性轉變及經由一階差分 AIDS 模型分別估計其不同時間區間內之需求彈性作為來源國出口促進政策評估之考量。

II、文獻回顧與探討

在貿易自由化下，蘋果為臺灣國產水果中優先達成自由化進口的項目。同時，蘋果不僅進口來源國眾多，也占了臺灣農產品進口量相當大的比重。另外，AIDS 模型被廣泛應用於農產品進口需求研究之中，包含對於酒類、食品、蔬果及肉類的探討。因此以下嘗試評述過去貿易相關文獻對於需求體

系模型之應用，並特別歸納應用需求體系模型估計進口需求彈性的核心文獻如表 1。另外，使用 AIDS 模型進行分析的過去文獻因消費需求會受前期或是前一季之價格、所得與消費水準等因素影響，其價格彈性與支出彈性會在價格與所得改變後逐漸調整，因此會納入一階差分的動態模型以估計長期之價格彈性、交叉彈性及支出彈性，並針對季節性、結構性轉變或各種需求系統進行進一步的比較分析。

應用需求體系模型對農產品進口的探討大多針對不同產品、不同部位、不同生產國（者）進行相關分析，並對廠商、家戶或政策提供相關建議。過去對於花卉及酒類貿易相關的需求體系研究著重於分析不同產品在進口市場的需求彈性差異。酒類研究使用來源差異性近似理想化需求體系（Restricted Source Differentiated Almost Ideal Demand System, RSDAIDS）分析法國、義大利及智利的瓶裝、散裝及氣泡酒分別在中國進口市場中之需求彈性比較，主要發現為氣泡酒自我價格不富彈性，法國扮演市場領導者的角色（Capitello, Agnoli, & Begalli, 2015）。花卉研究則特別考量從普惠制國家（Generalized System of Preferences，以下簡稱 GSP）或發展中國家進口切花需求視角。研究結果發現若沒有實施 GSP，切花在被課徵進口關稅後，哥倫比亞的康乃馨與肯亞的玫瑰在歐盟進口切花進口市場中分別下降 7.3% 和 1.9%，厄瓜多及以色列的其他花卉進口也分別下降 1.9% 和 1.8%（Muhammad, Ampsonah, & Dennis, 2010）。另外，針對日本花卉進口市場的研究則發現日本切花消費市場整體具有發展潛力，發展中國家的園藝產品（鳳梨、芒果、酪梨、筍子、生薑及切花）在日本進口市場中有很高的支出彈性，百合、玫瑰、菊花等切花也有較高的自我價格彈性，若發展中國家在出口園藝產品至日本時以降低價格為策略，再配合日本消費者日益增長的收入，這些發展中國家的出口收益將會增加。而對於大部分輸出國的玫瑰，以及哥倫比亞的康乃馨、泰國與臺灣的蘭花、韓國的百合則因自我價格彈性較低因此可以考慮高價策略（Honma, 1993；許竣傅、邱晴、張國益，2021）。食品相關的文獻探討的產

表 1 進口需求體系核心文獻整理

文獻	探討項目	標及對象	模型型
Yang & Koo (1994)	內類 (牛肉、豬肉及禽肉) 各來源國在日本進口市場中之需求比較。	AIDS	
Asche et al. (1998)	大西洋及太平洋的生鮮及冷凍鮭魚在歐盟鮭魚市場的需求比較。	AIDS	
Dey et al. (2008)	進口漁產品在九個亞洲國家的需求比較。	Quadratic AIDS	
Castro et al. (2017)	金槍魚在歐盟進口市場的需求比較。	AIDS	
詹滿色、李芯嫻 (2021)	美中貿易戰前後之主要吳郭魚供應國在美國進口需求結構變化。	AIDS	
酒類 Capitello et al. (2015)	法國、義大利及智力的瓶裝、散裝及氣泡酒在中國進口市場中之需求比較。	RSDAIDS	
Honma (1993)	發展中國家的六種園藝產品在日本進口市場中之需求比較。	AIDS	
Muhammad et al. (2010)	GSP 國家在歐盟切花進口市場中之需求比較。	Differential production model	
許援博、邱晴、張國益 (2021)	以日本進口規角檢視各國切花之需求彈性。	Dynamic AIDS	
Satyanarayana et al. (1999)	加拿大及歐盟葵花在日本、巴西、菲律賓及委內瑞拉進口市場之需求比較。	LA-AIDS	
Boonsaeng et al. (2008)	中國、美國及其他國家的帶殼花生在歐盟進口市場中之需求比較。	NSAIDS	
食品 Ramirez & Wolf (2008)	美國、大洋洲和南美洲國家的乳製品在墨西哥進口市場中之需求比較。	SAIDS	
Tey & Brindal (2014)	大米在新加坡進口市場之需求比較。	AIDS	
Widajono (2018)	大米在印尼進口市場之需求比較。	LA-AIDS	
Arancibia & Guignet (2020)	阿根廷、烏拉圭及其他競爭對手的乳製品在巴西進口市場之需求比較。	SAIDS	
Nzaku et al. (2010)	生鮮蔬菜和水果在美國進口市場之需求比較。	LA-AIDS	
Tshikala & Fonsah (2012)	生鮮及冷凍甜瓜在美國進口市場之需求比較。	Dynamic AIDS, SUR	
蔬果 Baldwin & Jones (2013)	六種柑橘類水果在美國進口市場之需求比較。	NAIDS	
Nzaku et al. (2012)	生鮮熱帶水果在美國進口市場之需求比較。	Dynamic AIDS, ISUR	
蘋果 Muhammad (2013)	法國、義大利、荷蘭、其他歐盟國家、美國、南非、紐西蘭及世界其他國家的蘋果在英國進口市場之需求比較。	AIDS, Choke price	

註：(1) AIDS: Almost Ideal Demand System (2) LA-AIDS: Linear Approximate Almost Ideal Demand System (3) RSDAIS: Restricted Source Differentiated Almost Ideal Demand System (4) NAIDS: Nonlinear Almost Ideal Demand System (5) SUR: Seemingly Unrelated Regression (6) ISUR: Iterated Seemingly Unrelated Regression (7) SAIDS: Source-Differentiated Almost Ideal Demand System (8) NSAIDS: Nonlinear Source-Differentiated Almost Ideal Demand System.

品範圍較廣泛，有麥芽及大米等穀類，或乳製品，或帶殼花生。其中，新加坡稻米及印尼稻米進口情況與臺灣對蘋果高依賴度進口的情況相似，新加坡的國內稻米消費完全仰賴進口，印尼則是因為國內生產量始終供不應求，因此高度依賴進口，並常受國際稻米市場波動影響。其研究結果建議新加坡政府應該實施進口來源多元化政策以因應高進口依賴度及國際市場的波動，做為確保糧食安全等級之手段，而印尼則是需要制定增加國內稻米產量的政策，以降低對稻米進口的依賴（Arancibia & Guiguet, 2020; Boonsaeng, Fletcher, & Carpio, 2008; Ramirez & Wolf, 2008; Satyanarayana, Wilson, & Johnson, 1999; Tey & Brindal, 2014; Widarjono, 2018）。

肉類進口需求研究更長期都受到高度的重視，尤其肉類產品的進口是否因無法符合食品安全檢驗標準而對國內產業造成衝擊，各項肉類產品適用的需求體系模型，以及需求體系是否存在結構性轉變皆為眾多過去文獻所重視。許多實證研究如：日本在進口肉類需求、歐盟在進口鮭魚需求、亞洲國家在漁產品進口需求及歐盟進口金槍魚需求皆有分析其各來源國間或不同肉類產品間的競爭關係，也有針對各項肉類產品的支出彈性進行估計（Asche, Bjørndal, & Salvanes, 1998; Castro, Sarmiento, Alviola IV, & Digal, 2017; Dey et al., 2008; Yang & Koo, 1994）。然而，近年來臺灣對於肉類產品的進口需求探討甚少，大多應用需求體系模型於討論消費者對國內不同肉品的支出比例及消費偏好差異，以及考量消費者對國內肉類產品的偏好會隨時間受到健康意識的興起、經濟成長與所得的改變、新產品的出現、肉類品質的提升及可能影響貿易的重大事件如中美貿易戰等等因素的影響，進而考量國內肉類產品的結構性轉變並估計較準確之需求彈性（詹滿色，2002）。在需求體系的模型運用方面，肉類產品需求體系的研究比較強調不同模型之應用和檢測以挑選出最符合該國該肉類產業或該產品的需求模型。除了 AIDS 模型，過去亦有文獻使用鹿特丹需求體系（Rotterdam Demand System, RDS）、CBS 需求體系（Central Bureau Statistics, CBS）、NBR 需求體系（National Bureau of Research demand model, NBR）、逆需求體系模型及 LA-AIDS 模型（Linear

Approximate Almost Ideal Demand System, LA-AIDS)，另外，也發現臺灣消費者購買漁產品的行為存在慣性和習慣持續的現象，即前期的消費水準會影響到當期的消費（江福松、李仲英，2000；詹滿色，2002；詹滿色，2003；李家銘、黃琮琪，2003；劉鋼、賴宏彬，2008；Yang & Koo, 1994; Surathkal, Dey, Engle, Chidmi, & Singh, 2017）。然而，相比國外文獻如 Quagrainie (2003) 指出整條魚的自我價格彈性較魚片小，因此加工廠商應考量產品的自身價格彈性敏感程度制定更有效益的生產和行銷策略。以及 Chidmi, Hanson, and Nguyen (2012) 指出應該針對每個於產品的類別、產品形式和產品尺寸再細分進行需求分析。此為臺灣未來對於肉類產品需求體系進行探討時可再借鏡之處。

應用需求體系模型於蔬果進口的過去文獻強調蔬果的生產及貿易存在季節性為蘋果進口需求研究中重要的考量，例如：過去文獻指出美國消費者對於六種進口柑橘類產品的價格反應差異很大，且所有柑橘類水果都存在季節性。另外，美國在生鮮蔬菜和水果進口中，除了香蕉外，生鮮水果和蔬菜的進口支出份額皆有正向成長趨勢，且所有商品的季節性也都很明顯 (Baldwin & Jones, 2013; Nzaku, Houston, & Fonsah, 2010)。然而，亦有研究發現美國一直是新鮮水果的淨進口國，且在國內生產旺季時，不會發生進口明顯與國內生產競爭的現象，反而進口能在淡季時補充了國內生產的不足 (Xu, 2016)。實證研究也證實美國甜瓜僅在 5 月至 12 月生產，國內生產淡季時會由拉丁美洲國家進口生鮮及冷凍瓜類以使得瓜類產品能夠常年供應，且經由近似無關回歸估計 (Seemingly Unrelated Regression, SUR) 靜態及動態 AIDS 模型之短期及長期的價格和支出彈性，其研究結果可能影響政策制定者在零售價、稅收和貿易政策之措施 (Tshikala & Fonsah, 2012)。Nzaku, Houston, and Fonsah (2012) 針對美國在熱帶新鮮水果的進口需求研究使用一階差分的 AIDS 模型進行分析並發現美國因北美自由貿易協定 (North American Free Trade Agreement, 以下簡稱 NAFTA) 及中美洲自由貿易協定 (Central America Free Trade Agreement, CAFTA) 而具有更多熱帶新鮮水果的進口來源。然而結果顯示，NAFTA 對

熱帶新鮮水果之進口並無重大影響。除了季節性的考量，過去文獻也經常從主要出口對象的進口市場視角分析蔬果類產品的出口競爭力。Sparks (1991; 1994) 在美國農業部 (United States Department of Agriculture) 的農業經濟報告書中分別從主要出口對象的進口市場視角分析美國橘子及梨子的競爭力。後續也有 Andayani and Tilley 在 1997 年的實證文獻以此視角對印尼進口美國水果的需求進行分析，並經由估計印尼消費者對美國水果的支出彈性發現對於美國葡萄和橘子來說，與其他水果的競爭似乎比與其他供應來源的競爭更為重要。然而，對於美國蘋果，來源國間的差異化替代關係卻很明顯 (Andayani & Tilley, 1997)。早期 (西元 1990 年後至 2000 年前) 對於蘋果需求體系的研究較著重探討美國蘋果在其主要出口對手國如：加拿大、香港、新加坡或英國的需求彈性以檢視其出口促進計畫是否有效提升美國蘋果在各對手國的進口市場中存在競爭優勢 (Richards, Van Ispelen, & Kagan, 1997; Sparks, Seale Jr, & Buxton, 1990)。經由上述文獻可以看出過去對於蘋果進口需求的研究經常著墨於美國蘋果的探討，且雖然蔬果類產品的進口需求往往存在季節性現象但美國蘋果卻是例外 (Andayani & Tilley, 1997; Richards, Van Ispelen, & Kagan, 1997; Sparks, 1991, 1994; Sparks, Seale Jr, & Buxton, 1990)。本文亦經由追蹤原始進口數據證實美國蘋果確實異於其他蘋果來源國，是唯一一個幾乎一年四季皆有出口蘋果的國家，顯然在世界蘋果貿易市場中美國長期佔有一席之地，且其替代性可能較著重於不同果品或不同品種蘋果之間的差異，而其他來源國的進口蘋果需求在各國進口市場中是否受季節性影響，以及其相互間的替代互補關係將非常值得進一步探討分析。

本文採用蘋果進口月資料且臺灣進口蘋果主要來源國分佈於南、北半球，考量過去文獻強調當貿易存在季節性時，進口需求會因為非產季時缺乏交易觀察值而難以估計，而跨季節和跨地域的消費者需求型態又會是提供潛在重要政策意涵的途徑 (Muhammad, 2013; Singh, Dey, & Surathkal, 2014)。近年來逐漸有文獻在探討農產品需求彈性時針對季節性問題使用窒息價格 (Choke price) 法進行處理 (Hsu, Chen, & Chang, 2023; Heng & House, 2018; Muhammad,

2013)。本文參考 Muhammad (2013) 使用窒息價格法，不同於傳統的刪除零值並在該來源國非產季時期將其併入「世界其他國家 (ROW)」資料，改而由一般價格彈性方程式持續估計出收斂之窒息價格，彌補因季節性造成特定連續月份貿易紀錄為零值之問題，並評估較合乎實際情況之彈性結果。上述相關研究皆以需求體系模型為基礎，探討各國進口量高或是高度進口依賴之產品，而實證研究結果中，各項產品對其不同進口來源之自我價格彈性、交叉價格彈性、及支出彈性皆不盡相同。在過去的研究文獻中，尚未有針對臺灣果品進口量最高之品項—蘋果做出進口需求並考量結構性轉變及季節性問題之研究。因此，本文將以 AIDS 模型為基礎，分析 HS 碼為 08081000002 之鮮蘋果 (fresh apples)，針對美國、智利、日本、紐西蘭與「ROW 其他國家 (九國加總)」，估計臺灣對進口蘋果的需求模型，同時如同過去文獻對於肉類產品結構性轉變的考量，本文檢測 GFC 及 COVID-19 疫情導致的貿易成長減緩與通貨緊鎖對於價格彈性及支出彈性是否造成影響，亦檢視臺灣入會 WTO、ANZTEC 生效之零關稅協議是否造成各國蘋果的價格競爭力改變，以提供未來臺灣進口市場面對衝擊世界貿易的重大事件、各國出口促進計畫的實施或區域合作協定生效時的應對參考。

III、研究方法

3.1 資料處理與變數定義

本文使用經濟部國際貿易局之進出口貿易統計資料，包含了 1995 年 1 月至 2022 年 8 月，共 344 個月的「蘋果進口金額及重量月資料」，也使用內政部主計總處「人口統計月報」之人口數據進行進口蘋果支出份額的估計，研究過程之變數與其定義詳見表 2。本文依據可能影響蘋果進口的四項重要事件將所有年份分成五個時期。可能影響臺灣蘋果進口的四項重要事件分別為臺灣與世界各國的多邊貿易中大幅度降低關稅貿易障礙的「臺灣入會 WTO」事

件、造成全球金融體系動盪及財務困境進而影響消費者對於各項產品支出比例的「GFC」事件、臺灣與主要蘋果進口國之一的紐西蘭簽訂 ANZTEC 且紐西蘭蘋果始享有零關稅優惠的「ANZTEC 生效」事件，以及因封鎖隔離而衍伸全球貿易停滯亦影響消費者支出型態的「COVID-19 疫情」。研究時期依序為「1995 年 1 月至 2001 年 12 月臺灣入會 WTO 前」、「2002 年 1 月臺灣入會 WTO 至 2008 年 8 月發生 GFC 前」、「2008 年 9 月 GFC 發生至 2013 年 11 月 ANZTEC 生效前」、「2013 年 12 月 ANZTEC 生效至 2019 年 12 月爆發 COVID-19 疫情前」及「2020 年 1 月爆發 COVID-19 疫情後至 2022 年 8 月研究終止」。首先，分別檢視各個事件區間是否存在結構性轉變的現象，若該事件確實對於蘋果進口造成結構性轉變，本文再應用 Deaton and Muellbauer (1980) 提出的 AIDS 模型，對於不同進口來源之支出份額估計出特定產品之進口需求，並提供進口需求的實際驗證。

表 2 變數定義

變 數 定 義	資 料 來 源	資 料 處 理
進口蘋果價格 (p_i)	經濟部國際貿易局及中華民國進出口貿易統計，再經本研究計算。	進口金額 ÷ 進口重量。
進口蘋果可供消費金額 (<i>consumption</i>)	經濟部國際貿易局及中華民國進出口貿易統計，再經本研究計算。	各國進口蘋果進口金額 ÷ 每月總人口數。
進口蘋果消費總支出 ($\frac{x}{p}$)	本研究計算	進口蘋果零售單價每人每月進口蘋果可供消費金額，可得進口蘋果每人每月的進口蘋果消費支出，再加總後求得。
進口蘋果支出份額 (w_{ij})	本研究計算	各國每月進口蘋果消費支出 ÷ 進口蘋果月總支出。
每月總人口數 (<i>population</i>)	內政部統計月報	與進口重量資料進行合併並計算進口蘋果可供消費金額。

3.2 一階差分 AIDS 模型

本文參考 Deaton and Muellbauer (1980) 經由對偶概念推導出的近似理想需求體系，原始的一般 AIDS 模型如下式(1)：

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n=5} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{P} \right) + u_i \quad (1)$$

其中， w_i 為分別來自美國、智利、日本、紐西蘭及「ROW 其他國家（阿根廷、澳大利亞、加拿大、中國、德國、法國、義大利、韓國及南非共和國等九國數據加總）」的蘋果支出份額， α_i 、 γ_{ij} 、 β_i 為待估計之未知參數， p_j 為來自第 j 個國家之進口蘋果價格， n 分別定義為美國、智利、日本、紐西蘭及「ROW 其他國家（九國家總）」共五個觀察值， X 為臺灣消費者對所有進口蘋果之總支出， P 為物價指數， $\left(\frac{x}{P} \right)$ 為實質總支出， u_i 為干擾項，其中非線性的物價指數可由式(2)表示：

$$\ln P = \alpha_i + \sum_{i=1}^{n=5} \alpha_i \ln p_i + 0.5 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{n=5} \beta_{ij} \ln p_i \quad (2)$$

因非線性會造成估計上的困難，因此使用史東價格指數（Stone's Price Index）來擴充 AIDS (Deaton & Muellbauer, 1980)，其可由 $\ln P^* = \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i$

來替代原本的 $\ln P$ 。使其成為線性估計之 AIDS (Linear Approximation AIDS, LA-AIDS)，如下式(3)：

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n=5} \beta_{ij} \ln p_j + \gamma_i \ln \left(\frac{x}{P^*} \right) + u_i \quad (3)$$

而在理論上，為使 AIDS 模型符合需求理論，須滿足三種限制條件，分別為「加總性」： $\sum_{i=1}^{n=5} \alpha_i = 1$ ， $\sum_{i=1}^{n=5} \beta_i = 0$ ， $\sum_{i=1}^{n=5} \gamma_i = 0$ ；「齊次性」： $\sum_{j=1}^{n=5} \beta_{ij} = 0$

for each i 及「對稱性」： $\beta_{ij} = \beta_{ji}$, $i \neq j$ 。其中「加總性」表示所有進口蘋果的支出份額之加總為 1，及價格變化對預算的淨效用為 0；齊次性為來自各國之進口蘋果的價格係數總和各自為 0，表示價格與所得同比例變動時，並不會影響消費者改變其消費商品的預算限制或是最適需求量。對稱性則表示消費者的選擇會具有一致性。

參考過去文獻可知消費行為存在慣性和習慣持續的現象，即消費需求會受前期價格、所得與消費水準等市場條件變化影響，因此其價格與支出彈性會在價格與所得改變後逐漸調整。為了使時間序列資料具平穩性，且為使估計更為準確，本文參考 Burton and Young (1996) 提出的一階差分動態 AIDS 模型。首先，對月別資料取一階差分，再經由模型分別觀察市場條件變化的短期及長期反應。一階差分動態 AIDS 模型如式(4)：

$$\begin{aligned}\Delta w_{i,t} = & \alpha_i^s + \sum_{j=1}^{n=5} \beta_{ij}^s \Delta \ln P_{j,t} + \gamma_i^s \Delta \ln \left(\frac{X_t}{P_t^*} \right) + u_{i,t} \\ & + \lambda_i \left(\alpha_i^l + \sum_{j=1}^{n=5} \beta_{ij}^l \ln P_{j,t-1} + \gamma_i^l \ln \left(\frac{X_{t-1}}{P_{t-1}^*} \right) \right)\end{aligned}\quad (4)$$

本文採用近似無相關回歸 (Seemingly Unrelated Regression, SUR) 進行參數估計，且為了符合需求理論，一階差分 AIDS 模型亦須滿足加總性、齊次性及對稱性三種限制條件。同時，由於總支出份額加總為 1，為了避免共變異數矩陣奇異性問題，需刪除需求體系中的一條估計式，因此，本文刪除「ROW 其他國家（九國加總）」之估計式，而其參數則可以經由加總性條件來估計。估計式(4)中 $\Delta w_{i,t} = w_{i,t} - w_{i,t-1}$ ， $\Delta X_t = \ln X_t - \ln X_{t-1}$ ， $\Delta \ln P_{j,t} = \ln P_{j,t} - \ln P_{j,t-1}$ 。而 α_i^s 、 β_{ij}^s 及 γ_i^s 皆為待估計之短期反應係數， α_i^l 、 β_{ij}^l 及 γ_i^l 為待估計之長期的反應係數。 $\mu_{i,t}$ 為隨機干擾項，並假設其為符合獨立且有共同分配 (identically independently distributed, i.i.d.) 之隨機變數。 λ 則為臺灣消費者對實際價格及支出變化進行的即時調整係數。

3.3 自我價格彈性、交叉價格彈性及支出彈性

由上述則可推導出臺灣對於來自美國、智利、日本、紐西蘭與「ROW 其他國家（九國加總）」之進口蘋果未受補償及受補償自我價格彈性分別如式(5)和式(6)，其中， δ_{ij} 為克羅內克 δ 函數 (Kronecker delta function)，即當 $i=j$ 時， $\delta_{ij}=1$ ，而當 $i \neq j$ 時， $\delta_{ij}=0$ 。交叉價格彈性及支出彈性估計式則分別如式(7)及式(8)：

3.3.1 未受補償自我價格彈性 (Uncompensated elasticities)

$$e_i = -\delta_{ij} + \frac{d \ln w_i}{d \ln P_j} = -\delta_{ij} + \frac{\beta_{ij} - \gamma_i w_j}{w_i} \quad (5)$$

3.3.2 受補償自我價格彈性 (Compensated elasticities)

$$e_i^* = -\delta_{ij} + \frac{\beta_{ij} - \gamma_i w_j}{w_i} + w_j \left(1 + \frac{\gamma_i}{w_i} \right) = e_i + w_j \left(1 + \frac{\gamma_i}{w_i} \right) \quad (6)$$

3.3.3 交叉價格彈性

$$e_{ij} = \frac{\beta_{ij}}{w_i} - \gamma_i \left(\frac{w_j}{w_i} \right) \quad (7)$$

3.3.4 支出彈性

$$\eta_i = 1 + \frac{\gamma_i}{w_i} \quad (8)$$

3.4 窒息價格 (Choke price)

由於農產品貿易有季節性考量，臺灣從部分國家進口的蘋果資料中存在

零值問題，導致無法估計份額進而無法經由模型分析估計其進口彈性的變化。然而，臺灣進口蘋果的主要國家幾乎平均分布於南、北半球，若貿然將存在零貿易值的資料刪除不僅會影響時間序列分析的關聯性，更可能會遺漏探討實際蘋果進口貿易中的珍貴訊息。因此，本文參考 Baldwin et al. (2010) 對於窒息價格的估計方法，針對零值樣本，先設定一個較高的初始價格，再經由迭代估計的方式使結果收斂至沒有零值樣本。在實證研究上，本文參考 Muhammad (2013) 經由窒息價格填補進口資料零貿易值的應用。首先，挑選非零值之進口資料，並經由模型針對非零值的進口資料估計其各國之價格彈性 (e_{ii})，再經由彈性公式 ($e_{ii} = d \ln \frac{q_i}{d \ln p_i}$) 推導如式(9)之關係式，針對進口數量為零 ($q'_i = 0$) 之資料按照移項處理後之式(10)填補其對應之窒息價格 (p'_i)，並再次經由模型估計需求彈性至結果收斂為止。

$$\frac{q'_i - \bar{q}_i}{\bar{q}_i} = e_{ii} \frac{p'_i - \bar{p}_i}{\bar{p}_i} \quad (9)$$

$$\bar{p}'_i = \left(\frac{e_{ii} - 1}{e_{ii}} \right) \bar{p}_i \quad (10)$$

3.5 結構性轉變檢定—Chow 檢定 (Chow test)

結構性轉變可能的成因為外在的衝擊如：政策的變動或是制度上的改變，其亦為導致時間序列資料為非定態的主要理由之一，且時間序列模型參數的變動的方式可能為一次性的變動或是漸進式的變動。本文考慮一次性變動的結構性轉變可能影響蘋果進口彈性估計有顯著的差異。因此，我們對於 1995 年 1 月至 2022 年 8 月間，較可能影響蘋果進口貿易的重要事件（臺灣入會 WTO、發生 GFC、NZTEC 生效及 COVID-19 疫情）將時間區分為 5 個區間。首先經由 Chow 檢定 (Chow test，以下簡稱 Chow test) 檢定各區間是否存在結構性轉變，再針對各個區間估計臺灣從各國進口蘋果的彈性。

Chow test 的檢定過程可先假設一個一般化的自我回歸模型 (Autoregressive Models, AR) 如式(11)，其中存在如式(12)的條件， τ 即為結構性轉變的變動點。

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varphi_0 V_t(\tau) + \varphi_1 [V_t(\tau) \times y_{t-1}] + e_t \quad (11)$$

$$\begin{cases} V_t(\tau) = 0, & \text{if } t < \tau \\ V_t(\tau) = 1, & \text{if } t \geq \tau \end{cases} \quad (12)$$

經由(12)式可推知在變動點 τ 前後，進口金額 y_t 將會存在截距與斜率均不相同的序列如式(13)，本文將「沒有結構性變動」作為 Chow test 的虛無假設如式(14)。

$$y_t = \begin{cases} \alpha + \rho y_{t-1} + e_t, & \text{if } t < \tau \\ (\alpha + \varphi_0) + (\rho + \varphi_1) y_{t-1} + e_t, & \text{if } t \geq \tau \end{cases} \quad (13)$$

$$H_0: \varphi_0 = \varphi_1 = 0 \quad (14)$$

在給定受限的回歸模型如式(15)下，其中， S_{UR} 及 S_R 分別為估計回歸模型所得之未受限及受限的殘差平方和， $S_{UR} = \sum_t (\hat{e}_t^{UR})^2$ ； $S_R = \sum_t (\hat{e}_t^R)^2$ 。進行 Chow test 的 F 統計量如式(16)。

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \rho_j y_{t-j} + e_t^R \quad (15)$$

$$F = \frac{\frac{S_R - S_{UR}}{\rho + 1}}{\frac{S_{UR}}{T - 2\rho - 2}} \quad (16)$$

IV、實證結果與分析

4.1 敘述性統計

本文使用國貿局 1995 年 1 月至 2022 年 8 月共 332 個月的月資料，由進

口金額與重量的資料可求出各國蘋果的進口單價，並使用單價及重量資料再進一步估計各國的支出份額。此外，當價格高於每公斤一百美元屬於較極端之離群值，因此本文針對每個進口國刪除其每公斤單價超過一百美元之資料共 9 筆。因此，在處理極端值資料及考量季節性造成的進口金額資料零貿易值後，美國單價資料有 10 筆零貿易值，智利有 76 筆，日本有 46 筆，紐西蘭有 82 筆，「ROW 其他國家（九國加總）」有 9 筆。地處南半球的智利及紐西蘭之進口單價零貿易值主要集中於十一月至隔年三月間，地處北半球的日本之進口單價零貿易值則主要集中於七月及八月，美國集中於六月及七月，「ROW 其他國家（九國加總）」因其為多國加總之資料因此零貿易值較少。過去文獻指出英國從紐西蘭或南非進口的蘋果，一年平均約有 3 至 5 個月的時間因非產季而發生季節性進口量為零的狀況。然而，其實此兩國的進口蘋果量占一年總進口量的 80% 以上。因此，需要經由季節性零值問題的處理，以避免在評估進口蘋果需求時因季節性狀況而損失重要訊息 (Muhammad, 2013)。臺灣從智利及紐西蘭進口的蘋果貿易零值如同過去文獻的數據，約有 25%~40% 的資料存在季節性貿易零值的狀況，本文因此參考 Muhammad (2013) 使用窒息價格對季節性進口零值進行處理，應能提更穩健的彈性估計結果。

由表 3 可知在 1995 年 1 月至 2022 年 8 月間，敘述性統計結果顯示美國的月平均進口金額最高，約 514 萬美元，其次是約 353 萬美元的智利、再來是 322 萬美元的日本；進口重量則顯示最高亦為月平均約 5,711 公噸的美國，然而其次為約 3,527 公噸的智利，再來才是 1,823 公噸的紐西蘭，由此可推知日本進口蘋果的單價可能較智利高，此結果可經由進口單價敘述性統計結果被驗證，單價結果顯示，日本進口蘋果的單價最高（每公斤 5.20 美元），「ROW 其他國家（九國加總）」進口蘋果的單價次之（每公斤 2.14 美元），而美國、智利及紐西蘭的進口蘋果長期加總之單價皆偏低（分別為每公斤 1.43、1.40 及 1.54 美元）。經由敘述性統計結果可發現由於進口蘋果月平均數據受蘋果產季影響，日本的每月單價之標準差為最高，表示日本蘋果

的單價波動較高，而由本文整理的資料顯示，由日本進口的蘋果之進口單價在每年四月至九月間的單價會較高，因四月至九月間非產季，因此進口重量較低導致進口單價較高。此外，由本文資料也發現在進口來源國之中，各國進口蘋果的單價在特定的月份會較高，美國進口蘋果單價較高的月份在五月至八月，智利的皆在十月及十一月，紐西蘭的在七月，「ROW 其他國家（九國加總）」則在十一月至一月之間。

經由表 3 的月平均進口份額敘述性統計結果顯示，1995 年 1 月至 2022 年 8 月間，進口金額與重量最高的美國，其份額也為最高（平均份額 0.36），其次依序為日本、智利、紐西蘭與「ROW 其他國家（九國加總）」。本文亦分別檢視四個時期之敘述性統計結果發現，美國及智利蘋果的平均進口金額及重量在「ANZTEC 生效後」這個時期相較其他時期高。紐西蘭及「ROW 其他國家（九國加總）」之最高平均蘋果進口金額及重量則發生在「COVID-19 疫情後」這個時期，可以推測紐西蘭及「ROW 其他國家（九國加總）」的進口蘋果比較沒有受到 COVID-19 疫情的影響。值得注意的是經由平均進口單價結果可以發現紐西蘭蘋果的單價在「ANZTEC 生效後」為每公斤 1.75 美元，只略高於每公斤 1.58 及 1.61 美元的美國及智利蘋果。然而，份額結果顯示紐西蘭蘋果的份額在「ANZTEC 生效後」從前一時期的 0.12 上升至 0.20，而美國蘋果份額則從 0.30 下降至 0.21。由上述結果可知美國是臺灣長期主要進口蘋果進口國，其進口金額及重量不論哪個時期普遍高於其他蘋果進口國。然而，在「ANZTEC 生效後」紐西蘭蘋果的份額增加，紐西蘭蘋果的進口成長壓縮到美國蘋果的份額。另外，由五個國家加總計算組成的「ROW 其他國家（九國加總）」之進口金額、進口重量與單價在整體市場上占月平均比例最低。本文初步進行資料處理後的貿易數據已符合加總性的特性，因此僅經由 Wald 卡方檢定係數是否符合齊次性及對稱性的假設。檢定結果可參考附表 2，不論事件區間，齊次性及對稱性的估計結果皆無法顯著拒絕虛無假設，說明後續將對係數矩陣進行齊次性及對稱性假設的設定後再進行 AIDS 模型彈性之估計。

表 3 敘述性統計結果

進口金額 (單位：百萬美元／每月)		進口重量 (單位：公噸／每月)		單價 (美元／公斤)		支出份額 (月平均)										
		美國	智利	日本	紐西蘭 國家	其他 國家	美國	智利	日本	紐西蘭 國家	其他 國家	美國	智利	日本	紐西蘭 國家	其他 國家
加入 WTO 前 (1995.1~2001.12)	樣本數	84	58	49	43	80	84	58	49	43	80	84	58	49	43	80
	平均值	5.59	0.89	0.52	0.73	0.36	8,937	1,328	196	956	444	0.64	0.66	2.72	0.74	0.99
	標準差	3.64	0.87	0.59	0.58	0.77	5,685	1,292	168	728	345	0.13	0.06	2.24	0.12	1.93
加入 WTO 後 (2002.1~2008.8)	樣本數	80	72	80	68	80	80	72	80	68	80	80	72	80	68	80
	平均值	2.93	1.87	1.89	1.13	0.30	4,281	2,775	1,324	1,806	523	1.41	1.49	5.81	1.49	1.42
	標準差	2.83	2.21	2.04	1.25	0.37	4,611	3,282	1,669	2,192	660	2.50	4.01	11.25	3.67	3.39
發生 GHC 後 (2008.9~2013.11)	樣本數	61	54	60	55	61	61	54	60	55	61	61	54	60	55	61
	平均值	5.22	3.97	2.71	1.29	0.56	4,619	4,358	1,390	1,301	517	2.38	1.84	5.98	1.62	4.69
	標準差	5.28	4.34	2.98	1.89	0.62	4,820	5,006	1,705	2,169	563	4.77	3.98	9.76	1.76	12.50
ANZTEC 生效後 (2013.12~2019.12)	樣本數	67	51	69	57	72	67	51	69	57	72	67	51	69	57	72
	平均值	6.90	7.27	6.02	4.14	0.68	5,157	5,719	2,077	2,443	544	1.58	1.61	6.36	1.75	2.35
	標準差	6.67	6.80	6.23	4.62	0.64	5,171	5,367	2,215	2,619	688	1.36	2.25	13.56	0.27	3.06
COVID-19 疫情後 (2020.1~2022.8)	樣本數	30	21	28	27	30	30	21	28	27	30	30	21	28	27	30
	平均值	5.68	6.28	5.94	6.19	0.87	3,950	4,719	1,857	3,006	840	1.42	1.55	3.25	2.29	1.42
	標準差	5.60	5.00	7.00	5.75	0.77	3,816	3,783	2,135	2,861	800	0.14	0.96	0.38	0.67	0.79
1995 年 1 月至 2022 年 8 月	樣本數	322	256	286	250	323	322	256	286	250	323	322	256	286	250	323
	平均值	5.14	3.53	3.22	2.33	0.50	5,711	3,527	1,378	1,823	536	1.43	1.40	5.20	1.54	2.14
	標準差	4.95	4.72	4.62	3.60	0.66	5,344	4,223	1,834	2,287	607	2.55	3.00	10.08	2.13	6.06

資料來源：本研究整理。

4.2 窒息價格 (Choke price)

有鑑於進口蘋果資料存在季節性零貿易值的問題，且針對每個進口國處理其每公斤單價超過一百美元之資料後，各進口國的零貿易值樣本增加。因此，本文經由窒息價格對零貿易值資料進一步處理。首先，計算美國、智利、日本、紐西蘭及「ROW 其他國家（九國加總）」每月可觀察資料的平均價格，同時估計自我價格彈性，並依序帶入窒息價格估計式直至自我價格彈性收斂，最後再取代零貿易值為窒息價格。彈性估計過程呈現如附表 1，首先，經由沒有零貿易值的資料估計美國、智利、日本、紐西蘭及「其它國家」之初始的自我價格彈性各分別為 -0.821、-0.734、-0.747、-0.774 及 -0.585，將初始彈性代入窒息價格的估計式後得到第一次估計窒息價格之自我價格彈性 -0.861、-0.840、-0.876、-0.845 及 -0.502，由於第一次估計窒息價格之自我價格彈性與初始的自我價格彈性還存在差異，因此再次進行窒息價格的估計直至第四次估計窒息價格之自我價格彈性與第三次相同為止。最後將第四次估計窒息價格之自我價格彈性帶入窒息價格的估計式並取代各國各月份的零貿易值資料為窒息價格以處理進口蘋果因生產具季節性問題。

4.3 需求彈性估計結果

4.3.1 Chow 檢定 (Chow test)

本文分別針對 1995 年 1 月至 2022 年 8 月間發生的重要事件（臺灣 2002 年 1 月入會 WTO、2008 年 9 月發生 GFC、2013 年 12 月 NZTEC 生效及 2020 年 1 月的 COVID-19 疫情）經由 Chow test 檢定事件的發生是否對臺灣蘋果進口市場造成結構性轉變。結果顯示如表 4，除了美國沒有因發生 GFC 而造成結構性轉變。大致上「臺灣入會 WTO」、「發生 GFC」及「ANZTEC 生效」皆拒絕「沒有發生結構性轉變」的虛無假設，代表上述三個事件確實對臺灣蘋果進口存在結構性的影響。然而，COVID-19 疫情可能因目前可取得的數

據期間較短，Chow test 結果顯示僅有紐西蘭蘋果進口因 COVID-19 疫情而發生結構性轉變。因此，本文僅針對臺灣入會 WTO、發生 GFC 及 ANZTEC 生效三個事件將 300 個月之長期的進口期間分成四個區間，分別比較其不同時間區間的需求彈性差異。

表 4 結構性轉變—Chow test 結果

	F 檢定			
	加入 WTO	GFC	ANZTEC 生效	COVID-19
美國	2.85***	1.24	3.42***	1.33
智利	2.70***	3.14***	4.45***	0.84
日本	7.70***	2.20**	2.96***	1.59
紐西蘭	2.13**	2.34***	2.31***	2.58***
ROW 其他國家	1.64*	1.70*	2.17**	1.47

註：* 顯著水準 0.10；** 顯著水準 0.05；*** 顯著水準 0.01。

4.3.2 ADF 單根檢定結果

本文亦參考 Burton and Young (1996) 使用一階差分之動態 AIDS 模型並估計進口蘋果經歷可能造成結構性轉變之事件後的彈性。為判斷時間序列資料是否為定態，本文採用單根檢定法 (Augmented Dickey-Fuller，以下簡稱 ADF)，對進口價格、支出份額檢定其是否具有單根，若檢定結果不能拒絕虛無假設，則表示具有單根，即此該數列不穩定。本文經過 Choke price 填補季節性的零貿易值後發現所有變數在除了 COVID-19 疫情期間以外的時期皆拒絕「具有單根」的虛無假設，表示所有變數皆為恆定的數列，然而，考量農產品為生產期間較長的財貨，其生產決策經常存在落遲性，而消費者的消費決策也會受長期消費習慣的培養、資訊蒐集、社會經濟條件的改變及其他市場環境變化等因素影響而偏離長期的均衡 (Asche, 1997; Musolesi, 2011; Tefera, Desta, Rashid, & Kayitakire, 2018)。若忽視進口蘋果的動態結構可能會導致模型設定上的偏誤，因此，本文使用一階差分後的動態 AIDS 模型進行後續彈性

的估計。由表 5 可知一階差分後的所有變數在臺灣入會 WTO 前、臺灣入會 WTO 後、發生 GFC 後、ANZTEC 生效後的時期，以及 1995 年 1 月至 2022 年 8 月的長期中皆拒絕「具有單根」的虛無假設，表示所有變數數列皆為恆定的數列，說明本文適合運用動態 AIDS 模型進行研究。然而，在 COVID-19 疫情期間顯示取一階差分後的份額變數大多沒有拒絕虛無假設，同時本文考量 Chow test 估計結果顯示 COVID-19 疫情期間幾乎沒有蘋果進口發生結構性轉變的現象，因此本文後續沒有針對 COVID-19 疫情期間單獨估計其需求彈性。

表 5 各變數的 ADF 單根檢定結果

	檢定統計值					
	1995.1 至 2022.8	WTO 前	WTO 後	GFC 後	ANZTEC 後	COVID-19 後
ln (美國單價) 變化率	-13.377 ***	-6.106 **	-6.717 ***	-5.717 ***	-6.446 ***	-4.529 ***
ln (智利單價) 變化率	-11.851 ***	-6.109 ***	-5.285 ***	-4.834 ***	-6.500 ***	-2.816
ln (日本單價) 變化率	-11.567 ***	-5.684 ***	-5.227 ***	-5.280 ***	-5.657 ***	-3.693 **
ln (紐西蘭單價) 變化率	-11.614 ***	-5.324 ***	-5.274 ***	-5.921 ***	-5.418 ***	-3.523 **
ln (ROW 其他國家單價) 變化率	-14.699 ***	-7.123 ***	-7.781 ***	-6.071 ***	-8.328 ***	-3.422 **
美國份額變化率	-13.908 ***	-6.488 ***	-9.525 ***	-5.374 ***	-5.776 ***	-3.082
智利份額變化率	-11.268 ***	-6.604 ***	-5.813 ***	-4.673 ***	-4.836 ***	-2.599
日本份額變化率	-13.266 ***	-8.464 ***	-8.394 ***	-5.631 ***	-5.280 ***	-2.223
紐西蘭份額變化率	-11.955 ***	-6.405 ***	-6.949 ***	-5.539 ***	-4.865 ***	-2.554
ROW 其他國家份額變化率	-15.225 ***	-8.332 ***	-7.081 ***	-6.237 ***	-8.750 ***	-3.756 **
總支出變化率	-17.283 ***	-7.271 ***	-8.191 ***	-7.398 ***	-8.652 ***	-5.151 ***

註：* 顯著水準 0.10；** 顯著水準 0.05；*** 顯著水準 0.01。

4.3.3 1995 年 1 月至 2022 年 8 月之彈性估計結果

表 6 為 1995 年 1 月至 2022 年 8 月之長期彈性估計結果，附表 3 為參數估計值。首先，表 6 中左上至右下對角線之灰底方格為各國之自我價格彈性，美國、智利、日本及紐西蘭的進口蘋果價格彈性取絕對值後皆大於 0 且小於 1，符合多數農產品價格敏感度不高的特性，也表示消費者對進口蘋果的需求缺乏彈性，若價格波動，消費者需求量的波動程度會小於價格的波動程度，

生產者或進口商會以漲價策略來販售以提升收入。然而，長期來講，相較於美國及日本進口蘋果，臺灣消費者對於智利及紐西蘭兩個南半球國家的進口蘋果價格較為敏感，其自我價格彈性分別為 -0.8371 及 -0.9675。「ROW 其他國家（九國加總）」的進口蘋果之價格彈性取絕對值後為 1.4073，表示若價格變動，消費者的需求量變動將大於價格變動，亦即臺灣消費者對於紐西蘭蘋果及「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果的價格波動較敏感，生產者可能以低價促銷的方式進行銷售。再者，表 6 非對角線的區塊呈現交叉彈性及支出彈性的估計結果，例如：智利價格變動造成紐西蘭份額變動之交叉彈性為 0.0573，紐西蘭價格變動造成智利份額變動之交叉彈性為 0.0438，而臺灣消費者對於智利及紐西蘭進口蘋果的支出彈性則分別為 1.1371 及 1.1561。交叉彈性若大於 0 表示兩國間在出口蘋果至臺灣的貿易上呈現替代關係，反之則為互補關係。表 6 顯示在長時間的貿易區間（1995 年 1 月至 2022 年 8 月）中，紐西蘭進口蘋果與智利進口蘋果存在替代關係（交叉彈性分別為 0.0573 及 0.0438），「ROW 其他國家（九國加總）」進口蘋果與日本蘋果也互相存在顯著替代關係（交叉彈性分別為 0.3823 及 0.0499）。然而，其交叉彈性皆小於 0.4，甚至小於 0.1，隱含其替代程度也不明顯。上述交叉彈性的結果顯示在臺灣進口蘋果組合中，除了應考量進口國地處南北半球的差異及其生產的蘋果種類與品質等差異外，也應考量結構性轉變的可能性。太過長期的貿易區間僅能粗略的觀察到進口國間的替代、互補關係，然而其程度皆不明顯。因此，考量結構性轉變的可能性並分不同的時間區段進行探討應能提供較穩健的結果。最後，經由表 6 最後一列的支出彈性的結果可知美國、智利及紐西蘭蘋果的支出彈性顯著大於 1，表示當所得變動 1% 時，美國、智利及紐西蘭蘋果的支出將分別變動 1.0900%、1.1371% 及 1.1561%，顯示在長期的貿易區間中，上述進口國的蘋果對臺灣消費者來說偏向奢侈品，但由於支出彈性並不小，換句話說，當所得增加時，消費者對於該國蘋果需求增加的幅度只會些微大於所得增加的程度。

表 6 1995 年 1 月至 2022 年 8 月受補償價格彈性、替代彈性及支出彈性

	美國價格	智利價格	日本價格	紐西蘭價格	ROW 其他國家價格	支出彈性
美國份額	-0.6571	-0.0385	-0.0082	0.0126	-0.0216	1.0900***
智利份額	-0.0734	-0.8371*	-0.0403	0.0438**	0.0191	1.1371***
日本份額	-0.0036	-0.0079	-0.7168**	-0.0255	0.0499***	1.0349
紐西蘭份額	0.0031	0.0573**	-0.0961	-0.9675**	0.0153	1.1561***
ROW 其他國家份額	-0.1252	0.1334	0.3823***	0.0841	-1.4073**	0.9810

註：* 顯著水準 0.10；** 顯著水準 0.05；*** 顯著水準 0.01。

4.3.4 事件區間彈性估計結果

表 7 針對四個區間：「1995 年 1 月至 2001 年 12 月臺灣入會 WTO 前」、「2002 年 1 月臺灣入會 WTO 後至 2008 年 8 月 GFC 發生前」、「2008 年 9 月發生 GFC 後至 2013 年 11 月 ANZTEC 生效前」，以及「2013 年 12 月 ANZTEC 生效後至 2019 年 12 月 COVID-19 疫情爆發前」，分析各事件區間進口蘋果之自我價格彈性、交叉價格彈性及支出彈性之差異，而除了表 7 彈性估計結果，附表 4 至附表 7 為各區間的參數估計結果。

表 7 中由左上至右下對角線灰底的區塊為自我價格彈性。舉例說明，在加入 WTO 後，美國、智利、日本、紐西蘭與「ROW 其他國家（九國加總）」的自我價格彈性分別為 -0.8008、-1.1568、-0.7160、-1.4977 與 -1.9689，顯示僅有美國及日本的自我價格彈性小於 1，符合消費者對於農產品價格變化較不敏感的特性。而智利、紐西蘭及「ROW 其他國家（九國加總）」的自我價格彈性則大於 1，表示在臺灣加入 WTO 後至發生 GFC 前這段區間，消費者對蘋果價格大多較敏感，當價格改變 1% 時，消費者對智利蘋果的需求量改變程度會大於 1%。分別探討各事件區間中各國的自我價格彈性之顯著結果發現，智利蘋果的自我價格彈性在每個事件區間都顯著，且取絕對值後的自我價格彈性逐年遞減，尤其發生 GFC 後自我價格彈性開始小於 1（自我價格彈性從

-1.1568 降低至 -0.9962)，可知消費者對於智利蘋果的價格變化的敏感程度逐年降低。另外，若摒除可能因五國加總資料而自我價格彈性在各時期皆較高的「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果，在臺灣加入 WTO 前，最具價格敏感性的進口蘋果為智利蘋果 (-1.3249)，在臺灣加入 WTO 後為紐西蘭蘋果 (-1.4977)，在發生 GFC 後為紐西蘭蘋果 (-1.2587)，在 ANZTEC 生效後為智利蘋果 (-0.8477)，「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果在 ANZTEC 生效後，自我價格彈性突然提升（自我價格彈性從 -1.3597 增加至 -3.5508）。經由上述結果可推知，臺灣消費者普遍來講對於各國進口蘋果的價格彈性逐漸不具彈性。臺灣加入 WTO 及發生 GFC 對於蘋果進口貿易有較顯著的影響，且在此兩個事件區間中，臺灣消費者對智利蘋果的價格敏感程度下降，但對紐西蘭蘋果的價格敏感度則偏高（自我價格彈性分別為 -1.4977 及 -1.2587）。日本及美國則較平穩地維持在 0.7 至 0.8 左右，可以說明臺灣消費者對於日本及美國蘋果的價格變動長期都偏向不敏感且不容易受到事件發生的影響。另外，ANZTEC 的生效可能對於「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果造成比較大的衝擊，本文推測可能原因為 ANZTEC 生效後，紐西蘭的蘋果能以較低的關稅及較低單價進口，造成對「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果的排擠效果，因消費習慣瞬間改變，進而使「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果在價格上有更明顯的波動，也因此有大的自我價格彈性。

表 7 非「對角線灰底」的區塊為各國間的交叉彈性，經由估計結果可以發現智利蘋果、日本蘋果、紐西蘭蘋果及「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果間不論時期大多互相存在替代關係。其中，替代關係特別明顯的分別為『臺灣加入 WTO 後的智利蘋果與紐西蘭蘋果的替代關係（交叉彈性分別為 0.3199 及 0.4398）』，以及『ANZTEC 生效後的日本蘋果與「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果的替代關係（交叉彈性分別為 0.1116 及 1.3445）』。然而，僅有美國蘋果與其它蘋果進口國不論時期大多存在互補關係，互補關係最強的為臺灣加入 WTO 前與智利蘋果間的交叉彈性為 -0.1706。另外，經由表 7 中

交叉彈性估計結果也可以發現蘋果進口國間的互補關係比較容易發生在 ANZTEC 生效後。除了『臺灣加入 WTO 前智利蘋果與紐西蘭蘋果的互補關係（交叉彈性分別為 -0.3336 及 -0.6187）』及『臺灣加入 WTO 後美國蘋果與日本蘋果的互補關係（交叉彈性分別為 -0.0102 及 -0.0560）』，另外兩次互補關係大多發生在 ANZTEC 生效後，例如：『ANZTEC 生效後日本蘋果與紐西蘭蘋果的互補關係（交叉彈性分別為 -0.0300 及 -0.0679）』及『ANZTEC 生效後美國蘋果與「其它國家（五國加總）」蘋果的互補關係（交叉彈性分別為 -0.0965 及 -0.4639）』。由此可推知，ANZTEC 的生效對於臺灣的蘋果進口貿易結構有較顯著的影響，尤其「ROW 其他國家（九國加總）」份額在 ANZTEC 生效後，與其他蘋果進口國價格及「ROW 其他國家（九國加總）」本身自我價格皆呈現顯著的彈性估計結果，可知 ANZTEC 生效造成「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果與美國蘋果有更明顯的互補關係（交叉彈性 -0.4639），與智利、日本及紐西蘭則有更明顯的替代關係（交叉彈性分別為 0.9669、1.3445、1.2210）。另外，美國及智利蘋果在臺灣加入 WTO 前的互補關係不明確（交叉彈性分別為 -0.1706 及 0.0508），其可能原因為本文僅經由窒息價格處理單價的零值問題，未針對支出份額進行處理，因此本文觀察原始資料後發現智利蘋果的支出份額在臺灣加入 WTO 前（2002 年前）有較明顯的季節性零值問題（季節性零值問題大多出現在一月至三月），因此，估計「美國蘋果價格對於智利蘋果份額的交叉彈性」與「智利蘋果價格對於美國蘋果份額的交叉彈性」時，其結果在正負值符號上不一致。

表 7 最後一行呈現四個時期各國的支出彈性估計結果，在「加入 WTO 前」這個時期以紐西蘭蘋果的支出彈性較其他蘋果進口國高（支出彈性 2.4131），在「加入 WTO 後」依然以紐西蘭蘋果支出彈性較高（支出彈性 1.8904），在「發生 GFC 後」以智利蘋果支出彈性較高（支出彈性 1.2443），在「ANZTEC 生效後」以日本蘋果支出彈性較高（支出彈性 0.8006）。支出彈性大於 1 代表該國蘋果進口在該時期屬於奢侈品，然而經由檢視表 7 估計結果發現臺灣對

表 7 各時期受補償價格彈性、替代彈性及支出彈性

		美國價格	智利價格	日本價格	紐西蘭價格	ROW其他國家價格	支出彈性
美 國 份 額	加入 WTO 前	-0.2027***	-0.1706**	-0.0465	0.0185	-0.0336	1.2305***
	加入 WTO 後	-0.8008*	0.0163	-0.0102**	-0.0159	-0.0597	1.2411***
	發生 GFC 後	-0.7203	-0.0213	0.0032	0.0459	-0.0186	1.0040
	ANZTEC 生效後	-0.8319	0.0399	0.1330	0.1442	-0.0965*	0.6921**
智 利 份 額	加入 WTO 前	0.0508***	-1.3249**	-0.1758	-0.3336*	-0.0797	2.1287***
	加入 WTO 後	-0.3869*	-1.1568**	-0.3124	0.3199***	0.1396**	1.6527***
	發生 GFC 後	-0.0857	-0.9962**	0.0055*	0.0426	0.0920***	1.2443**
	ANZTEC 生效後	0.0532	-0.8477**	0.0980	0.0272	0.1071***	0.7161***
日 本 份 額	加入 WTO 前	-0.1024	-0.2181	-0.7273	-0.0434	0.0652	1.2220
	加入 WTO 後	-0.0560**	-0.0914	-0.7160**	-0.0208	0.0619**	1.2455***
	發生 GFC 後	0.0845	0.0886*	-0.8138**	0.0099	0.0441	0.9153
	ANZTEC 生效後	0.0539	0.0351	-0.7395	-0.0300*	0.1116***	0.8006***
紐 西 蘭 份 額	加入 WTO 前	-0.5973	-0.6187*	-0.9527	-0.8419	0.0000	2.4131***
	加入 WTO 後	-0.2395	0.4398***	-0.2476	-1.4977**	-0.0531	1.8904***
	發生 GFC 後	0.0267	0.0719	-0.1137	-1.2587*	-0.0098	1.4136
	ANZTEC 生效後	0.1323	0.0540	-0.0679*	-0.9463	0.2004***	0.6541***
ROW 其 他 國 家 份 額	加入 WTO 前	-0.1787	-0.0262	0.1529	0.1083	-0.9053	0.8990
	加入 WTO 後	-0.1746	0.8160**	1.1143**	0.0255	-1.9689**	0.1940*
	發生 GFC 後	0.1062	0.4854***	0.3130	0.0810	-1.3597**	0.4061*
	ANZTEC 生效後	-0.4639*	0.9669***	1.3445***	1.2210***	-3.5508***	0.4491

於進口蘋果的支出彈性在早期（發生 GFC 前）較高，可以推知當時進口蘋果屬於較奢侈的財貨。而近年（發生 GFC 後）支出彈性開始接近於 1，甚至小於 1，可知隨著國際貿易的活絡，臺灣消費者的偏好逐漸將進口蘋果視為正常財。

V、討論

本文嘗試將臺灣進口蘋果需求彈性與 Muhammad (2013) 估計之英國進口蘋果需求彈性進行比較。Muhammad (2013) 將英國進口蘋果的主要來源

國區分為法國、義大利、荷蘭、其他歐盟國家、美國、南非、紐西蘭及世界其他蘋果進口國加總，並特別針對南非及紐西蘭兩個南半球國家以窒息價格處理其因季節性而發生貿易資料零貿易值的狀況，進而估計其彈性並與傳統處理季節性貿易資料零貿易值的方法進行比較。其結果發現，傳統將存在季節性狀況的來源國與「ROW 其他國家（九國加總）」的貿易資料進行加總的方式不能充分反映英國從季節性來源國（即南非及紐西蘭）進口蘋果的模式。有鑑於紐西蘭及美國亦為臺灣進口蘋果的主要來源國之一，其中紐西蘭更同為臺灣進口蘋果的季節性來源國。根據附表 8 可知，在使用窒息價格處理季節性貿易資料遺失的問題後，英國對於美國進口蘋果的自我價格彈性不顯著，臺灣對於美國進口蘋果的自我價格彈性則介於 0 和 1 之間，表示臺灣消費者對美國進口蘋果價格波動不敏感。所得彈性的結果則呈現美國進口蘋果對臺灣及英國消費者來說皆為屬於正常財，但臺灣對美國進口蘋果的所得彈性（1.0900）較英國（0.792）高 0.298。再者，經由南半球國家—紐西蘭的需求彈性估計結果可知英國對紐西蘭進口蘋果的自我價格彈性絕對值略大於 1（自我價格彈性為 -1.002），可以看出英國對紐西蘭進口蘋果的價格變化明顯較臺灣敏感（臺灣對紐西蘭進口蘋果自我價格彈性為 -0.9675），本文推測可能原因為英國與紐西蘭地理位置相隔較遠，且英國在脫離歐盟前可能與義大利、法國等其他蘋果主要來源國存在更優惠的區域貿易協定，因此，紐西蘭蘋果可能與其他來源國存在較強的替代性，英國消費者也對於紐西蘭進口蘋果的價格變化較敏感。所得彈性亦呈現與臺灣相異的結果，紐西蘭進口蘋果對英國消費者來說屬於奢侈品（所得彈性 2.461），可能原因為英國脫歐後於 2020 年才與澳洲及紐西蘭洽簽自由貿易協定（Free Trade Agreement, FTA），在 Muhammad 於 2013 年發表此篇研究時，紐西蘭進口蘋果對英國消費者來說可能為較不容易取得的進口水果。綜合上述，在採用窒息價格處理季節性貿易資料遺失的狀況後，英國及臺灣對美國進口蘋果的需求彈性差異不大，但由於紐西蘭是臺灣唯一簽訂優惠關稅貿易協定的進口蘋果來源國，

而英國在早期仍屬於歐盟成員，紐西蘭分別與臺灣及英國的貿易條件存在差異，因此臺灣與英國對於紐西蘭進口蘋果的需求彈性亦存在差異。

VI、結論與建議

由研究結果可以反應日本蘋果採取高品質及高單價的市場銷售策略，而其它蘋果進口國則幾乎都是偏向低價銷售，且美國幾乎能夠全年供應蘋果進口。較不容易受到重大貿易事件衝擊的進口國也為長期擬定相關出口促進計畫及政策的美國及日本。臺灣若想發展國產水果產業，可以為國產水果建立品牌並做出產品差異性，栽植能有較低自我價格彈性及較高支出彈性的國產水果以爭取市場競爭力。此外，若能進一步分析廠商別進口貿易資料，應該能能夠提供貿易商進行更完善的南、北半球的調度作業，以擬定更好的訂價策略。由於海關資料尚未對各國進口蘋果的種類細分，較難得知不同品種及不同品質間蘋果的替代關係，因此若是能將進口的蘋果屬性明確分類，像是區分有機與非有機蘋果，以及分類出富士蘋果、五爪蘋果、金蘋果、青蘋果，與蜜蘋果等，將能呈現替代關係除了在不同來源國間成立外，是否也在不同來源國間的相同蘋果品種上發生，也能使臺灣在發展國產蘋果產業時有更好的行銷策略。此外，若欲更穩健的探悉蘋果進口國間的替代或互補關係需進一步按照事件區間進行結構性檢視，並發現智利蘋果、日本蘋果、紐西蘭蘋果及「ROW 其他國家（九國加總）」蘋果間不論時期大多互相存在替代關係。然而，區域貿易協定的簽訂比較容易造成進口蘋果上結構性的轉變，例如：臺灣加入 WTO 前後造成智利與紐西蘭蘋果從互補關係轉為替代關係。另外，智利、日本、紐西蘭及「ROW 其他國家（九國加總）」之最高平均蘋果進口金額及重量皆發生在「ANZTEC 生效後」這個時期，紐西蘭蘋果的進口成長顯著壓縮到其他國家蘋果進口國的份額，進而造成「非紐西蘭蘋果」進口國間較少見的互補關係也比較容易發生在 ANZTEC 生效後。雖然

臺灣的氣候較不易栽種蘋果，但仍然有少數的產量，政府除了協助果農改良或產業轉型之外，也可以發展更永續的貿易促進策略，在簽定區域貿易協定時，利用其互補的性質，針對不同進口國家的蘋果進行搭配促銷。

參考文獻

- 江福松、李仲英（2000）。臺灣養殖魚類需求體系之研究—逆需求體系模型之應用。
農業經濟半年刊，68，1-25。
- 李家銘、黃琮琪（2003）。模型選擇與動態設定—以台灣漁產品需求為例。*農業經濟半年刊*，73，165-197。
- 徐源清、萬鍾汶（2007）。台灣蘋果進口政策之偏好分析。*農業經濟叢刊*，12（2），189-220。
- 翁永和、陳坤銘、郭炳（2005）。WTO 新回合談判下關稅級距的最適調整：以台灣農業為例。*人文及社會科學集刊*，17（4），823-852。
- 許竣傳、邱晴、張國益（2021）。日本切花進口需求分析。*農業經濟叢刊*，27（1），1-43。
- 黃聖茹、李佳珍（2018）。臺灣蔬菜季節性逆需求體系之驗證。*應用經濟論叢*，104，229-258。
- 黃聖茹、蕭清仁（2011）。加入 WTO 後進口果品價格替代關係之估計。*亞太經濟管理評論*，15（1），41-58。
- 詹滿色（2002）。臺灣肉類需求的結構變動分析。*農業經濟叢刊*，8（1），75-105。
- 詹滿色（2003）。台灣肉品需求的函數選擇及弱分割性的檢定。*農業與經濟*，30，63-87。
- 詹滿色、李苡姍（2021）。美中貿易戰前後美國吳郭魚進口需求結構分析。*農業經濟叢刊*，27（2），1-33。
- 劉鋼、崔曉倩、陳麗妃（2008）。中國大陸城鎮地區之水果需求：二階段預算配置模型之應用。*人文及社會科學集刊*，20（4），553-578。
- 劉鋼、賴宏彬（2008）。再探臺灣肉類與漁產品需求之模型選擇：NEP 模型之應用。*應用經濟論叢*，84，121-158。
- 魯真、王策玄（2005）。臺灣水果需求及消費型態分析。*農業經濟叢刊*，10（2），125-162。
- Andayani, R. M. & Tilley, D. S. (1997). Demand and competition among supply sources:

- The Indonesian fruit import market. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 29(2), 279-289.
- Arancibia, R. G. & Guiguet, E. D. (2020). Brazilian Import Demand of Dairy Products with Emphasis in the Mercosul Context. *Nova Economia*, 30, 551-577.
- Arnade, C., Pick, D. & Gopinath M., (2010). Demand estimation when some prices are unobserved: an application to fresh lettuce. *Applied Economics Letters*, 17(17), 1641-1646.
- Asche, F., (1997). Dynamic adjustment in demand equations. *Marine Resource Economics*, 12(3), 221-237.
- Asche, F., Bjørndal, T., & Salvanes, K. G. (1998). The demand for salmon in the European Union: the importance of product form and origin. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie*, 46(1), 69-81.
- Baldwin, K. L., & Jones, K. G. (2013). US citrus import demand: seasonality and substitution. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 25(1), 24-41.
- Boonsaeng, T., Fletcher, S. M., & Carpio, C. E. (2008). European union import demand for in-shell peanuts. *Journal of agricultural and Applied Economics*, 40(1379-2016-112786), 941-951.
- Burton, M., & Young, T. (1996). The impact of BSE on the demand for beef and other meats in Great Britain. *Applied Economics*, 28(6), 687-693.
- Capitello, R., Agnoli L., & Begalli, D. (2015). Chinese import demand for wine: evidence from econometric estimations. *Journal of Wine Research*, 26(2), 115-135.
- Castro, M. M., Sarmiento, J. M. P., Alviola IV, P., & Digal, L. (2017). Estimation of EU's import demand for yellowfin tuna Thunnus albacares (Bonnaterre 1788) sourced from Asian countries: implications to the Philippine tuna industry. *Asian Fisheries Science*, 30(4), 306-318.
- Chidmi, B., Hanson, T., & Nguyen, G. (2012). Substitutions between fish and seafood products at the US national retail level. *Marine Resource Economics*, 27(4), 359-370.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American Economic Review*, 70(3), 312-326.

- Dey, M. M., Garcia, Y. T., Praduman, K., Piumsombun, S., Haque, M. S., Li, L., ... & Koeshendrajana, S. (2008). Demand for fish in Asia: a cross-country analysis. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 52(3), 321-338.
- Heng, Y., & House, L. A. (2018). Do US agriculture suppliers benefit from South Korea-US Free Trade Agreement—the case of orange juice. *International Food and Agribusiness Management Review*, 21(7), 883-894.
- Honma, M. (1993). Growth in horticultural trade: Japan's market for developing countries. *Agricultural Economics*, 9(1), 37-51.
- Hsu, C. F., Chen, Y. J., & Chang, K. I. (2023). Modeling Import Demand for Fishery Products in Japan: A Dynamic AIDS Approach. *Marine Resource Economics*, 38(2), 135-151.
- Muhammad, A. (2013). Estimating import demand in the presence of seasonal trade and unobserved prices. *Applied Economics Letters*, 20(5), 446-451.
- Muhammad, A., Amponsah, W. A., & Dennis, J. H. (2010). The impact of preferential trade arrangements on EU imports from developing countries: The case of fresh cut flowers. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 32(2), 254-274.
- Musolesi, A., & Nosvelli, M. (2011). Long-run water demand estimation: Habits, adjustment dynamics and structural breaks. *Applied Economics*, 43(17), 2111-2127.
- Nzaku, K., Houston, J. E., & Fonsah, E. G. (2010). Analysis of US Demand for fresh fruit and vegetable imports. *Journal of Agribusiness*, 28(345-2016-15289), 163-181.
- Quagrainie, K. (2003). A dynamic almost ideal demand model for US catfish. *Aquaculture Economics & Management*, 7(5-6), 263-271.
- Ramirez, M. A., & Wolf, C. A. (2008). Source differentiated mexican dairy import demand. *International Food and Agribusiness Management Review*, 11(1030-2016-82703), 35-50.
- Richards, T. J., Van Ispelen, P., & Kagan, A. (1997). A two-stage analysis of the effectiveness of promotion programs for US apples. *American Journal of Agricultural Economics*, 79(3), 825-837.
- Satyanarayana, V., Wilson, W. W., & Johnson, D. D. (1999). Import demand for malt in

- selected countries: a linear approximation of AIDS. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie*, 47(2), 137-149.
- Singh, K., Dey, M. M., & Surathkal, P. (2014). Seasonal and spatial variations in demand for and elasticities of fish products in the United States: an analysis based on market-Level scanner data. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie*, 62(3), 343-363.
- Sparks, A. L. (1991). Orange import demand: four markets for US fresh oranges. Commodity Economic Division, Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture. *Agricultural Economic Report No. 655*.
- Sparks, A. L. (1994). Pear import demand: three markets for US fresh pears. Commodity Economic Division, Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture. *Agricultural Economic Report No. 681*.
- Sparks, A. L., Seale Jr, J. L., & Buxton, B. M. (1990). Apple Import Demand Four Markets for US Fresh Apples. Commodity Economic Division, Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture. *Agricultural Economic Report No. 641*.
- Surathkal, P., Dey, M. M., Engle, C. R., Chidmi, B., & Singh, K. (2017). Consumer demand for frozen seafood product categories in the United States. *Aquaculture Economics & Management*, 21(1), 9-24.
- Tefera, N. U., Desta, M. D., Rashid, S., & Kayitakire, F. A. (2018). A Dynamic analysis of food demand patterns and habit effects: panel evidence from rural households in Ethiopia. *Journal of Agricultural Economics: Open Access*, 1(1), 1-13.
- Tey, Y. S., & Brindal, M. (2014). Adapting importation policy to global commodity markets: implications of rice import allocation in Singapore. *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 19, 1277-1293.
- Tshikala, S. K., & Fonsah, E. G. (2012). Estimating the US import demand for melons: A dynamic analysis approach. *Journal of International Food & Agribusiness Marketing*, 24(4), 306-320.
- Widarjono, A. (2018). Analysis of rice imports in Indonesia: AIDS approach. *Journal of Economics, Business & Accountancy*, 21(2), 259-268.

- Xu, S. (2016). *US fresh fruit import market demand analysis: Import elasticities and seasonality*. Ph.D. Dissertation, Texas A&M University.
- Yang, S. R., & Koo, W. W. (1994). Japanese meat import demand estimation with the source differentiated AIDS model. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 396-408.

附錄

附表 1 窒息價格彈性估計過程

估計回合	美 國	智 利	日 本	紐西蘭	ROW 其他國家
初始彈性	-0.821	-0.734	-0.747	-0.774	-0.585
一	-0.861	-0.840	-0.876	-0.845	-0.502
二	-0.861	-0.839	-0.874	-0.843	-0.501
三	-0.861	-0.839	-0.874	-0.843	-0.501

附表 2 加總 性、齊次性及對稱性假設檢定

	齊次性 (Homogeneity)	對稱性 (Symmetry)
1995 至 2022 年	4.72	8.40
WTO 前	8.22*	7.35
WTO 後	0.70	13.97**
GFC 後	4.65	13.95**
ANZTEC 後	1.35	6.46
COVID-19	7.43	15.03

附表 3 1995 年 1 月至 2022 年 8 月之 AIDS 模型參數估計值

變 數		美國份額	智利份額	日本份額	紐西蘭 份 額	ROW 其他國家 份 額
短 期						
		係 數 (* 顯著水準 0.10 ; ** 顯著水準 0.05 ; *** 顯著水準 0.01)				
ln (美國價格)	β_{i1}^*	0.0248***	0.00986**	-0.0227***	-0.00937*	-0.00252
ln (智利價格)	β_{i2}^*	0.00986**	0.0148**	-0.00402	-0.0132***	-0.00747**
ln (日本價格)	β_{i3}^*	-0.0227***	-0.00402	0.0346***	0.00466	-0.0125***
ln (紐西蘭價格)	β_{i4}^*	-0.00937*	-0.0132***	0.00466	0.0237***	-0.00577*
ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}^*	-0.00252	-0.00747**	-0.0125***	-0.00577*	0.0283***
ln (總支出)	γ_i^*	-0.0409***	-0.0291**	0.012	-0.0108	0.0108*
截距項	α_i^*	0.264***	0.243***	0.254***	0.239***	-0.00898
長 期						
		係 數 (* 顯著水準 0.10 ; ** 顯著水準 0.05 ; *** 顯著水準 0.01)				
lag_ln (美國價格)	β_{i1}	-0.00576	-0.00576	0.00815	0.00996	-0.00622
lag_ln (智利價格)	β_{i2}	-0.00613	-0.0178*	0.00161	0.0159**	0.00607
lag_ln (日本價格)	β_{i3}	0.00815	0.00161	-0.0207**	-0.00675	0.0177***
lag_ln (紐西蘭價格)	β_{i4}	0.00996	0.0159**	-0.00675	-0.0229***	0.00381
lag_ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}	-0.00622	0.00607	0.0177***	0.00381	-0.0214***
lag_ln (總支出)	γ_i	0.0323***	0.0326***	0.012	0.0263***	-0.00089
截距項	α_i	0.243***	0.244***	0.265***	0.248***	-0.0447***
調整係數	λ_i	0.8933	0.8956	0.8710	0.8878	0.6806
觀察值數量	N	332	332	332	332	332

附表 4 加入 WTO 前之 AIDS 模型參數估計值 (1995.1~2001.12)

變 數		美國份額	智利份額	日本份額	紐西蘭 份 額	ROW 其他國家 份 額
短 期						
(*顯著水準 0.10 ; **顯著水準 0.05 ; ***顯著水準 0.01)						
ln (美國價格)	β_{i1}^*	-0.0338	0.005	0.0825	0.00434	-0.0408
ln (智利價格)	β_{i2}^*	-0.0221	0.0119	-0.0137	0.00103	0.016
ln (日本價格)	β_{i3}^*	0.00922	0.0041	-0.0392	0.000656	0.00718
ln (紐西蘭價格)	β_{i4}^*	0.0486	-0.0206	-0.0194	-0.00492	0.00651
ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}^*	-0.00201	-0.00034	-0.0102	-0.0011	0.0111
ln (總支出)	γ_i^*	-0.0491*	-0.0106	0.0690***	-0.00145	0.0106
截距項	α_i^*	0.00444	-5.2E-05	0.000695	-8.5E-05	-0.00475
長 期						
(*顯著水準 0.10 ; **顯著水準 0.05 ; ***顯著水準 0.01)						
lag_ln (美國價格)	β_{i1}	-0.043	-0.00163	0.0517	-0.00702	0.0268
lag_ln (智利價格)	β_{i2}	0.000721	-0.0129	0.0332	-0.00444	-0.00223
lag_ln (日本價格)	β_{i3}	0.00114	-0.00325	0.00564	-0.00197	0.00137
lag_ln (紐西蘭價格)	β_{i4}	-0.0632	0.00291	0.0629	0.00383	0.0111
lag_ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}	-0.00996	-0.00101	0.024	0.00169	-0.00877
lag_ln (總支出)	γ_i	0.0557	0.0111	-0.0901**	0.00222	-0.0067
截距項	α_i	0.0653	0.0177	-0.103*	0.00292	-0.0116
調整係數	λ_i	0.8893	0.8964	0.7986	0.9483	0.8953
觀察值數量	N	84	84	84	84	84

附表 5 加入 WTO 後之 AIDS 模型參數估計值 (2002.1~2008.8)

變 數		美國份額	智利份額	日本份額	紐西蘭 份 額	ROW 其他國家 份 額
短 期						
係 數 (*顯著水準 0.10 ; **顯著水準 0.05 ; ***顯著水準 0.01)						
ln (美國價格)	β_{i1}^*	0.0510**	-0.00416	-0.0342*	-0.0064	-0.00979*
ln (智利價格)	β_{i2}^*	-0.00703	0.0419**	0.0179	-0.0522***	-0.00363
ln (日本價格)	β_{i3}^*	-0.0586***	-0.00106	0.0542***	0.00415	-0.00661
ln (紐西蘭價格)	β_{i4}^*	0.00414	-0.0203	-0.0247	0.0505***	-0.0079
ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}^*	0.0105	-0.0164	-0.0132	0.00393	0.0279***
ln (總支出)	γ_i^*	0.00126	-0.00921	0.01	-0.00762	0.0192***
截距項	α_i^*	-0.00854	0.00933	-0.00224	0.00152	-0.00027
長 期						
係 數 (*顯著水準 0.10 ; **顯著水準 0.05 ; ***顯著水準 0.01)						
lag_ln (美國價格)	β_{i1}	-0.0739**	-0.00427	0.0493	0.0116	0.00772
lag_ln (智利價格)	β_{i2}	0.0283	-0.0533**	-0.0272	0.0469*	0.00852
lag_ln (日本價格)	β_{i3}	0.0691**	-0.00389	-0.0467*	-0.00305	0.000454
lag_ln (紐西蘭價格)	β_{i4}	0.00015	0.0482*	0.0165	-0.0684**	0.00434
lag_ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}	-0.00811	0.0169	0.0131	-0.00963	-0.0192**
lag_ln (總支出)	γ_i	-0.00248	0.00391	-0.0108	0.0169	-0.0112
截距項	α_i	-0.0818	0.0276	0.0386	0.0137	-0.0195
調整係數	λ_i	0.8010	0.8369	0.8554	0.8237	0.7187
觀察值數量	N	80	80	80	80	80

附表 6 發生 GFC 後之 AIDS 模型參數估計值 (2008.9~2013.11)

變 數		美國份額	智利份額	日本份額	紐西蘭 份 額	ROW 其他國家 份 額
短 期						
(*顯著水準 0.10 ; **顯著水準 0.05 ; ***顯著水準 0.01)						
ln (美國價格)	β_{i1}^*	0.0211	0.019	-0.0311*	-0.00111	-0.0234*
ln (智利價格)	β_{i2}^*	7.57E-05	0.0227	0.00731	-0.0171	-0.0282*
ln (日本價格)	β_{i3}^*	-0.00807	-0.0217	0.0448***	-0.00773	-0.014
ln (紐西蘭價格)	β_{i4}^*	-0.0118	-0.00432	-0.0109	0.0304	0.0134
ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}^*	-0.00131	-0.0158	-0.0102	-0.00438	0.0521***
ln (總支出)	γ_i^*	0.0178	-0.0468	0.0315	-0.0303	0.0791***
截距項	α_i^*	0.0129	-0.0189	0.0141	0.00898	-0.0154
長 期						
(*顯著水準 0.10 ; **顯著水準 0.05 ; ***顯著水準 0.01)						
lag_ln (美國價格)	β_{i1}	-0.0451*	2.96E-05	0.0215	0.0181	0.0018
lag_ln (智利價格)	β_{i2}	0.00934	-0.0564*	0.00442	0.00725	0.0549*
lag_ln (日本價格)	β_{i3}	0.0116	0.0279	-0.0372*	0.00514	5.37E-05
lag_ln (紐西蘭價格)	β_{i4}	-0.0031	0.0248	-0.00776	-0.0131	-0.0172
lag_ln (ROW 其他國家價格)	β_{i5}	-0.00095	0.021	0.0085	0.00506	-0.0524***
lag_ln (總支出)	γ_i	-0.0122	0.0447	-0.0321	0.0215	-0.0379
截距項	α_i	0.0179	-0.0403	0.0381	-0.00079	-0.0134
調整係數	λ_i	0.8421	0.8465	0.8229	0.7995	0.6466
觀察值數量	N	56	56	56	56	56

附表 7 ANZTEC 生效後之 AIDS 模型參數估計值 (2013.12~2019.12)

變 數		美國份額	智利份額	日本份額	紐西蘭 份 額	ROW 其他國家 份 額
短 期						
(* 顯著水準 0.10 ; ** 顯著水準 0.05 ; *** 顯著水準 0.01)						
ln (美國價格)	β_{i1}^*	-0.0022	0.00432	-0.00549	0.00635	0.000445
ln (智利價格)	β_{i2}^*	0.00279	0.0143	-0.00542	-0.00531	-0.0151*
ln (日本價格)	β_{i3}^*	-0.00024	-0.00495	0.00724	0.00293	-0.015
ln (紐西蘭價格)	β_{i4}^*	-0.00149	-0.0005	0.00929	0.00566	-0.0149
ln (ROW其他國家價格)	β_{i5}^*	0.00115	-0.0132	-0.00563	-0.00963	0.0445***
ln (總支出)	γ_i^*	-0.00657	-0.00108	0.00114	-0.00713	0.0264***
截距項	α_i^*	0.0108	-0.00698	0.00715	-0.00254	-0.00581
長 期						
(* 顯著水準 0.10 ; ** 顯著水準 0.05 ; *** 顯著水準 0.01)						
lag_ln (美國價格)	β_{i1}	0.00346	-0.00643	0.00815	-0.00922	-0.00232
lag_ln (智利價格)	β_{i2}	-0.0029	-0.0184	0.00384	0.00512	0.0231***
lag_ln (日本價格)	β_{i3}	-0.00178	0.00687	-0.00912	0.002	0.0185
lag_ln (紐西蘭價格)	β_{i4}	0.0039	0.00808	-0.0169	-0.0155	0.035
lag_ln (ROW其他國家價格)	β_{i5}	-0.00145	0.016	0.00272	0.0149	-0.0478***
lag_ln (總支出)	γ_i	0.00653	-0.00081	0.00148	0.00356	-0.0264**
截距項	α_i	0.00848	-0.0128	0.0237	-0.00337	-0.0363
調整係數	λ_i	0.9427	0.9325	0.9442	0.9097	0.7631
觀察值數量	N	77	77	77	77	77

附表 8 本文與 Muhammad (2013) 對於美國及紐西蘭蘋果需求彈性比較

	美國進口蘋果		紐西蘭進口蘋果	
	臺灣需求 (本文)	英國需求 (Muhammad, 2013)	臺灣需求 (本文)	英國需求 (Muhammad, 2013)
自我價格彈性	-0.6571	-0.099	-0.9675**	-1.002**
所得彈性	1.0900***	0.792**	1.1561***	2.461**

Modeling Import Demand for Apple in Taiwan^{*}

Yu-Hui Wang ^{**}, Chih-Fan Chiang ^{***},
Tsung-Chi Chen ^{****}, Kuo-I Chang ^{*****}

Apple is a crucial agricultural import in Taiwan. This study applied a dynamic AIDS model to estimate the demand elasticity of apple imports from the USA, Chile, Japan, and New Zealand after three events. (i.e., the WTO members of Taiwan, the GFC, the NZTEC, and the COVID-19 pandemic). The results show nearly no structural change in elasticity for Japanese apples and USA apples. In the long run, the unit price of Japanese apples is relatively high, and the share of the USA is the largest. In addition, there is a complementary relationship between the USA and other apple importers. In general, the price elasticity of the USA, Chile, and Japan is consistent with the rule of lower price sensitivity of agricultural products. However, the price elasticity of imported apples gradually decreased, especially those from Chile. In addition, regional trade agreements (i.e., the WTO membership of Taiwan and the ANZTEC) are more likely to cause structural changes. The complementary relationship between apple importers is likely found later.

Keywords: Fresh Apple Import, AIDS, Choke Price, Structural Change

JEL Classification: F14, Q13, Q17

* The authors wish to thank two anonymous reviewers and the Chief Editor for their insightful comments and helpful recommendations. We would like to acknowledge the financial support from the National Science and Technology Council (program number: 109-2813-C-005-020-H).

** Assistant Professor in the Department of Agribusiness Management, National Pingtung University of Science and Technology.

*** Master Student in the Economics, National Chengchi University.

**** Doctoral Student in the Applied Economics, National Chung Hsing University.

***** Corresponding author and Professor in the Applied Economics, National Chung Hsing University, 145 Xingda Rd., South Dist., Taichung City 402, Taiwan. Tel: 04-22840402#321. Email: kic@nchu.edu.tw.

有機水稻生產效率 與標竿農場經營之分析

黃炳文^{*}、林秀雲^{**}、蔡永輝^{***}、廖玗筑^{****}、
張羽萱^{****}、賴涵妤^{*****}

根據有機農業資訊網 2020 年 12 月有機栽培面積概況統計資料，全臺有機種植面積為 10,789 公頃，其中以有機水稻 3,289 公頃最大。以往研究有機水稻大多著重於生產技術及成本收益分析，然其生產效率及標竿農場經營特性為何？較缺乏運用農政單位的調查資料做概括性地探討。本研究根據 2021 年「有機農場作物栽培經營與效益之研究」計畫，針對 2020 年農糧署有機水稻成本調查資料，以資料包絡分析有機水稻農場之生產效率，得到 2020 年一期作有機水稻效率平均值為 0.692，2020 年二期作有機水稻效率平均值為 0.665，顯示 2020 年兩個期作有機水稻農場生產效率均尚有

* 國立中興大學應用經濟學系教授。

** 前行政院農業部農糧署統計室主任（現已退休）。

*** 行政院農業部農糧署統計室科員。

**** 行政院農業部農糧署統計室助理。

***** 通訊作者：國立中興大學應用經濟學系博士班研究生，地址：臺中市南區 40227 興大路 145 號。Email: batty811014@gmail.com。

本研究感謝匿名審查委員的寶貴意見，以及農業部農糧署的計畫經費支持。

計畫名稱：有機農場作物栽培經營與效益之研究，計畫編號：110 農科-3.1.1-糧-Z2。

投稿日期：2023 年 03 月 22 日；第一次修改日期：2023 年 07 月 23 日；

接受日期：2023 年 10 月 11 日。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 29:2 (2023), 47-77。

社團法人臺灣農村經濟學會出版

改善空間。本研究選擇生產效率值為 1 的農場作為標竿農場，進一步瞭解各期作標竿農場之經營特性，諸如因素生產力、經營能力及經營成果等，冀能提供各期作有機水稻農場之參考，藉以提高臺灣有機水稻農場之生產效率。

關鍵詞：有機水稻、生產效率、標竿農場經營

JEL 分類代號：Q10, Q13

I、前言

有機農業強調水土資源保育與生態平衡，我國於 1995 年開始推廣有機栽培，並積極輔導有機栽種與展售，有機農作栽培面積逐年增加（林傳琦，2003）。水稻是臺灣主要糧食作物，稻米產業由於長期施用化學肥料，導致土壤酸化、有機質含量偏低，不利於生產經營，水稻以有機耕作後，土壤恢復活性，亦使環境生態復育（李健鋒，2007）。

根據有機農業全球資訊網 2020 年 12 月資料，全臺有機種植面積為 10,789 公頃，其中以水稻 3,289 公頃為最大，相較於 2010 年 12 月有機水稻種植面積為 1,317 公頃，約增加 1.5 倍，概有機水稻為農民較易選擇的有機農產品項目。黃炳文等（2018）研究指出有機水稻的經營管理仍有待繼續提升績效，其影響每公頃生產成本、產量及農家賺款，經調查結果顯示一期作有機水稻每公頃產量為 4,739 公斤，較同期慣行水稻少 33.5%，二期作有機水稻每公頃產量為 3,345 公斤，也較同期慣行水稻少 24.3%，雖有機水稻單位面積產量較低，然其平均售價較高，在水稻收入相對略高於慣行水稻；由於過去有機水稻研究報告大多著重於生產技術及成本收益方面，鮮少有生產效率相關之實證分析，此部分值得做進一步探討。

有關水稻生產效率的研究，許智富與曾國雄（2002）則利用農林廳 1996 年農產品生產成本調查報告資料，針對調查農作物做相對耕作效率評估，對於效率較差者以資料包絡法（Data Envelopment Analysis, DEA）計算差額值，提供耕作調整之方向。呂惠蓉等（2012）將經營績效生產力分析之概念，用於稻作生產上，藉以衡量臺灣稻作生產力，瞭解稻作生產力與生產要素之關聯，進而評估稻作發展之趨勢。

廖珈暉與黃炳文（2017）指出以一期稻作大佃農農場為對象，分析不同規模大小之大佃農農場間效率差異，結果顯示一期稻作大佃農成本無效率，主要係受隨機性因素影響（氣候、天災等氣候因子），若經營面積達 15 公頃

以上之農場有較高的成本效率，另從規模別來看，當規模越大其經營效率會隨之提高兩者間有正向影響，在推展稻作大佃農政策時，可朝調整經營規模大小發展，促進水稻農場效率之提升。

基此，可推知有機水稻農場的經營規模若能擴大，可能有助於其生產效率。然有機水稻的經營模式未必如慣行稻作，故生產效率較佳的有機水稻農場，其經營特性為何？有待進一步的分析。

DEA 常用於分析水稻生產效率，Wongchai, Yotimrt, & Peng (2012) 應用 DEA 分析泰國不同地區稻作技術效率，並以共同邊界探討不同地區的效率差異；Li, Nanseki, Chomei, & Yokota (2018) 以兩階段 DEA 分析日本稻米生產力與水份管理，第一階段探討稻米生產效率，第二階段探討水分管理對效率之影響；Wibowo, Raihan, & Gunawan (2019) 以 DEA 分析印尼有機水稻的技術效率，再以 Tobit 迴歸模型探討效率的影響因素；Li, Wang, Wan, You, & Zhang (2022) 亦應用 DEA 模型分析中國家庭農場的管理效率，可知 DEA 的分析結果能提供生產決策單位 (Decision Making Unit, DMU) 投入組合改善建議，協助 DMU 達到有效率的生產。因此，DEA 適合用以分析水稻或農場之生產效率，甚至可進一步在第二階段比較不同特性群組的生產效率或是找出影響效率的因素。

Samoile & Osei-Bryson (2008) 認為 DEA 是根據所有 DMU 構成的效率邊界效率值，但事實上 DMU 彼此間存在異質性，計算出相對效率後，以聚類分析 (Cluster analysis) 將 DMU 分群，透過分類的方法，把相似的樣本分成不同的群組，讓在同一個群組中的樣本都有類似的屬性，能標記出各群特徵，可探討 DMU 的相對效率狀態。聚類分析主要分成以距離分群的 K-means 算法或以機率分群的高斯混合模型等分析方法。

O'Donnell, Rao & Battese (2008) 則認為當 DMU 具備不同的技術，應以共同邊界 (Metafrontier) 模型進行不同群組之衡量，在推估全體共同技術效率 (Meta Technical Efficiency, MTE) 與群組技術效率 (Group Technical Efficiency, GTE) 後進而計算技術缺口率 (Technology Gap Ratio, TGR) 比較

群組與全體間的效率差異，較能比較群組間生產技術。

標竿管理（Benchmarking）是以產業中表現較佳的企業做為參考，學習其作業流程，進而改善自身生產方式的做法（Wah Fong, Cheng, & Ho, 1998），可藉由組織間學習，促使組織改進而增強組織競爭力（陳啟榮，2010）。Linn & Maenhout (2019) 即認為生產效率相對較佳的標竿農場（Benchmark farm）生產方式可為基準，其對於有限資源、生產要素之運用，可供其他農場參考。

綜上所述，本研究以DEA計算有機水稻農場生產效率，進而以高斯混合模型將不同經營特性的農場分群，並探討不同群組間之差異，最後選出效率佳的標竿農場，以本研究提出的因素生產力、經營能力、經營成果等指標，加以比較探討標竿農場之經營成效。

農政單位關注有機水稻的經營概況，已將有機水稻作為例行調查作物之品項。為探討有機水稻之生產效率，本研究以生產成本收益資料，分析有機水稻生產效率，再找出相對高效率的有機水稻農場作為標竿農場，分析有機水稻農場的經營特性，相關研究結果可供相類似有機水稻農場經營改善調整之參考，及農政單位研擬輔導計畫之基礎。

II、生產效率與農場經營分析方法

本研究係根據黃炳文、彭克仲、施孟隆、廖玟筑、張羽萱等人於 2021 年「有機農場作物栽培經營與效益之研究」計畫，引用農糧署 2020 年「水稻生產成本調查（有機水稻）」資料進行分析，以下分別說明分析變數、分群方法、資料包絡法以及農場經營指標計算方法。

2.1 分析變數

農業生產成本的會計科目認列，依照是否能直接認定屬於特定農產品的

成本項目，可分為直接成本與間接成本；其中種苗費、材料費、農藥費、肥料費、購水費、人工費、機工費，屬於直接成本項目；而農用設施費、農機具費、地租等，屬於間接成本項目（陳世芳，2019）。

資材費含括種苗費、材料費、農藥費、肥料費、購水費等直接用於水稻生產的費用總和。種苗費指購入水稻種苗、運費等取得所需支付的費用；材料費指水稻農場耕作過程使用的紡織、塑膠製品等相關材料費用；農藥費指購入符合有機規範之農業用藥費用；肥料費指購入符合有機規範之有機質肥料費用。機工費指進行有機水稻耕作之機工工資等相關費用；人工費指僱用人工以進行有機水稻耕作之薪資等相關費用。

由於間接成本不容易認定為特定農產品的成本，且農糧署調查資料無涵蓋間接成本數據，本研究選擇以直接成本做為投入變數，採用資料包絡法探討有機水稻農場生產效率時，因有機水稻農場在栽培管理上存在不同樣態的經營模式，為了解其間可能的農場經營差異，分別以 2020 年兩期作有機水稻農場之水稻田面積及每公頃產量、資材費（包含種苗費、材料費、農藥費、肥料費、購水費等費用總和）、人工費、機工費等作為分群變數，並採高斯混合模型進行聚類分析，將有機水稻農場分群探討，藉分群結果瞭解不同型態經營農場間的生產效率差異。

2.2 高斯混合模型

高斯混合模型（Gaussian Mixture Model, GMM）是聚類分析的一種軟分類方法（soft clustering method），以機率來描述各資料點是屬於哪一個群組，GMM 可透過貝氏資訊準則（The Bayesian information criterion, BIC）協助評估資料配適程度，找到最佳的分群數目（Sucharitha & Lee, 2022）。

GMM 特色在於假設樣本資料為高斯分佈（常態分佈），這符合有機水稻農場的經營樣態，可能有經營效率佳的農場，亦有無效率的農場存在，這與使用距離來分群的傳統聚類分析概念略有不同，且各農場的投入變數各不相

同，如農場機工花費多，可能人工費用就會花費少；或是農場的投入費用少，最終產量相對多，選用以機率分群的 GMM 模型對水稻農場分群較為合適。

2.3 資料包絡法（DEA）

生產力（productivity）是產出與投入間的比率，且生產效率旨在探討投入與產出的關係，評估決策單位的績效（黃鏡如等，2021）；基此，可用以衡量有機水稻農場在生產投入與產出的相對績效。本研究採用的投入變數為資材費、機工費、人工費，產出變數為產量，且農民在農業生產上，相對於農產品的產出結果，較能決定生產投入多寡，因而將各有機水稻農場視為 DMU，以投入導向型之 DEA 模型估測其效率值。

首先以 Charnes, Cooper, & Rhodes (1978) 所提出的 CCR 模型，估測各有機水稻農場的技術效率（TE）；繼而以 Banker, Charnes, & Cooper (1984) 所提出的 BCC 模型，估測各農場的純技術效率（PTE）；再將技術效率除以純技術效率，可得各農場的規模效率（即 $SE = TE \div PTE$ ）。

CCR 模型假設 DMU 在固定規模報酬（CRS）下生產，衡量技術效率，但 DMU 生產力較小，不一定是技術較率差，有可能是營運規模導致，因此 BBC 模型加入規模報酬變動（VRS）時的生產力考量，修正為技術效率（TE）= 純技術效率（PTE） \times 規模效率（SE）。

CCR 與 BBC 所計算出的效率值介於 0 至 1 之間，效率值為 1 者，代表該農場的生產效率較佳，因 DEA 以生產前緣（production frontier）為衡量效率的基礎，以投入項目計算最大可能產出，使各 DMU 在相同限制條件下，達到最大效率，在生產前緣線上的 DMU 效率值 = 1，為有效率之單位，小於生產邊界產出之 DMU，即為無效率單位，表示生產無效率，本研究將有效率之 DMU 選為標竿農場。

再來以高斯混合模型分群結果，衡量不同經營特性農場的效率與經營差異，全體農場技術效率值可進行相對效率分析，再分別估測各群組的 DEA

效率值，並以共同邊界估計群組效率與全體效率的差異，進而計算效率缺口值 (TGR)，其中 TGR 定義為全體共同技術效率與群組技術效率之比值。

2.4 農場經營指標

為瞭解各標竿農場的經營特性，本研究將運用農場經營分析的指標，進一步探討其投入與產出變數的實際相對數值表現。關於農場經營分析指標，參酌相關文獻概有：生產力（如尚瑞國，2003；郭莞卉、羅竹平、雷立芬，2015）、財務指標（如林月金，1989；游博任、陳凱俐，2000）、農企業管理指標（如黃秋蓮、李謀監，2011）等，各依其文獻的資料來源與性質，分別針對其研究對象進行相關的農場經營分析。

本研究審酌農糧署 2020 年有機水稻成本調查資料的可運用項目，參考相關文獻，本研究在此提出：因素生產力、經營能力、經營成果等指標，作為標竿農場經營分析的基礎。其中因素生產力意含每單位投入可獲致的產量高低，經營能力反應每單位產量所需投入的大小、該農場的每單位投入可獲利得或收入利潤率的高低，經營成果在呈現其每公頃產量、每公斤售價及農家賺款的表現。

農場生產投入除土地外，主要有人力、農機及生產資材，故本研究以每千元總生產力（每公頃產量 \div [資材費 + 機工費 + 人工費] $\times 1,000$ ）、每千元資材生產力（每公頃產量 \div 資材費 $\times 1,000$ ）、每千元機工生產力（每公頃產量 \div 機工費 $\times 1,000$ ）、每千元人工生產力（每公頃產量 \div 人工費 $\times 1,000$ ）等作為因素生產力指標，其指標所代表之意義均為每千元投入可產出多少產量，故其值越大代表該農場生產力越佳。

經營能力選取的指標則有投入 / 產出 ([資材費 + 機工費 + 人工費] \div 每公頃產量)、收入費用比率 (總收入 \div 總支出 $\times 100$) 及農家所得率 (農家賺款 \div 總收入 $\times 100$)。投入 / 產出表示每單位產出需投入多少，即每公斤稻穀的直接生產費用，其值越小越好。收入費用比率則為總收入除以總支出之

百分比，為每支出一單位可得之收入，其值越高表示越好；若大於 100%，意含支出可以回收，且有正的利得；反之，若小於 100%，則會有虧損。農家所得比率為農家賺款除以總收入，隱含經營收入的農場利潤率，其值亦為越高越好。

經營成果主要分為農場產出及農家賺款兩大部分，其中農場產出則包括每公頃產量及銷售單價，其中單價意含某程度的產品品質，預期產品品質愈好，其單價愈高，每公頃產量與單價相乘可得總收入，將總收入扣除總支出可得損益，而農家賺款則是將損益加回自給工資而得。若每公頃產量之單價或農家賺款愈高，意含該農場的經營成果愈佳。

III、生產效率分析與標竿農場選取

3.1 樣本敘述性統計

本研究之研究樣本根據農糧署 2020 年「水稻生產成本調查（有機水稻）」為基礎，其調查樣本共計 139 戶（一期作水稻為 70 戶、二期作水稻為 69 戶），調查樣本資料如表 1 所示。

由經營者性別觀察，一期作有機水稻經營者主要為男性，計 62 人（占 88.6%）；其教育程度以「高中職」最多，計 25 人（占 35.7%），其次為「國小及以下」，計 18 人（占 25.7%）；而年齡占半數以上超過 55 歲（占 60.0%），其中以「55 歲以上未滿 65 歲」及「65 歲以上」為最多，各計 21 人（占 30.0%），其次為「45 歲以上未滿 55 歲」計 20 人（占 28.6%），平均年齡為 59.5 歲。

務農年數方面，「20 年以上」占居過半，計 48 人（占 68.6%），平均務農年數約 29.5 年；經營有機年數於「5 年以上未滿 10 年」最多，計 20 人（占 28.6%），平均經營有機年數為 12.4 年；地區分布以東部地區為最多，

計 41 戶 (占 58.6%)；規模別的部分以「1.0 公頃以上未滿 2.0 公頃」最多，計 21 人 (占 30.0%)，其次為「0.5 公頃以上未滿 1.0 公頃」計 18 人 (占 25.7%)，未滿 1 公頃者共占 44.3%。

二期作有機水稻經營者主要為男性，共計 62 人 (占 89.9%)；其教育程度以「高中職」為最多，計 22 人 (占 31.9%)，其次為「國中」計 20 人 (占 29.0%)；而年齡部分占半數以上超過 55 歲 (占 62.3%)，其中「55 歲以上未滿 65 歲」最多 22 人 (占 31.9%)，其次為「65 歲以上」計 21 人 (占 30.4%)，平均年齡為 58.7 歲。

務農年數方面「20 年以上」超過 6 成，計 45 人 (占 65.2%)，平均務農年數約 30.3 年；經營有機年數以「10 年以上未滿 15 年」最多計 20 人 (占 29.0%)，其次為「15 年以上未滿 20 年」及「20 年以上」，分別計 16 人 (各占 23.2%)，平均經營有機年數為 13.7 年；地區分布以東部地區為最多，計 40 人 (占 58.0%)，其次為「中部地區」計 13 人 (占 18.8%)；規模別的部分以「1.0 公頃以上未滿 2.0 公頃」最多，計 21 人 (占 30.4%)，其次為「0.5 公頃以上未滿 1.0 公頃」計 19 人 (占 27.5%)，未滿 1 公頃者共占 40.5%。

綜上所述，此次的 139 戶調查樣本中，有機水稻農場之經營者多男性，其教育程度多為高中職，平均年齡約在 58 至 59 歲之間，平均務農年數約在 29 至 30 年之間，平均經營有機年數約在 12 至 13 年之間，農場多位於臺灣東部地區，農場規模多在 1 公頃以上未滿 2 公頃。

3.2 生產效率分析

一期作農場在 CCR 模型中，全體農場的技術效率 (TE) 平均值為 0.692，有 5 戶農場技術效率為 1，分別是編號 3、5、7、15、38 農場；在 BBC 模型中，全體農場純技術效率 (PTE) 平均值為 0.811，有 11 戶農場純技術效率為 1，分別是編號 3、4、5、7、15、28、37、38、47、62、67 農場；全體的規模效率 (SE) 平均值為 0.844。

表 1 2020 年有機水稻農場經營者基本資料

項 目	一 期 作		二 期 作				
	戶數	%	戶數	%			
總 計	70	100.0	69	100.0			
性 別	男	62	88.6	62	89.9		
	女	8	11.4	7	10.1		
教育程度	國小及以下	18	25.7	14	20.3		
	國中	11	15.7	20	29.0		
	高中職	25	35.7	22	31.9		
	專科及大學	14	20.0	10	14.5		
	研究所以上	2	2.9	3	4.3		
年 齡	未滿 25 歲	0	0.0	0	0.0		
	25 歲～未滿 35 歲	2	2.9	2	2.9		
	35 歲～未滿 45 歲	6	8.6	平均數：59.5 歲	8	11.6	平均數：58.7 歲
	45 歲～未滿 55 歲	20	28.6	中位數：58 歲	16	23.2	中位數：61 歲
	55 歲～未滿 65 歲	21	30.0		22	31.9	
	65 歲以上	21	30.0		21	30.4	
務農年數	未滿 5 年	2	2.9	1	1.4		
	5 年～未滿 10 年	8	11.4	6	8.7		
	10 年～未滿 15 年	10	14.3	平均數：29.5 年	10	14.5	平均數：30.3 年
	15 年～未滿 20 年	2	2.9	中位數：30 年	7	10.1	中位數：30 年
	20 年以上	48	68.6		45	65.2	
有機年數	未滿 5 年	6	8.6	3	4.3		
	5 年～未滿 10 年	20	28.6	14	20.3		
	10 年～未滿 15 年	16	22.9	平均數：12.4 年	20	29.0	平均數：13.7 年
	15 年～未滿 20 年	14	20.0	中位數：10 年	16	23.2	中位數：14 年
	20 年以上	14	20.0		16	23.2	
地 區 別	北部地區	10	14.3	11	15.9		
	中部地區	9	12.9	13	18.8		
	南部地區	10	14.3	5	7.2		
	東部地區	41	58.6	40	58.0		
規 模 別	未滿 0.5 公頃	13	18.6	9	13.0		
	0.5 公頃～未滿 1.0 公頃	18	25.7	19	27.5		
	1.0 公頃～未滿 2.0 公頃	21	30.0	21	30.4		
	2.0 公頃～未滿 5.0 公頃	13	18.6	13	18.8		
	5.0 公頃以上	5	7.1	7	10.1		

資料來源：本研究。

註：年齡、務農年數及有機年數皆以 2020 年為基準年計算。

編號 3、5、7、15、38 農場三項效率值皆為 1，是有效率的決策單位，無須調整投入產出；編號 4、28、37、47、62、67 農場技術效率小於 1，但純技術效率為 1，屬於規模無效率的決策單位，編號 4、47、62、67 農場宜擴大生產規模，編號 28、37 農場宜減少生產規模。

二期作農場在 CCR 模型中，全體農場的技術效率（TE）平均值為 0.665，有 4 戶農場技術效率為 1，分別是編號 24、30、37、55 農場；在 BBC 模型中，全體農場純技術效率（PTE）平均值為 0.851，有 12 戶農場純技術效率為 1，分別是編號 17、18、21、24、30、37、47、49、51、54、55、59 農場；全體的規模效率（SE）平均值為 0.781。

編號 24、30、37、55 農場三項效率值皆為 1，是有效率的決策單位，無須調整投入產出；編號 17、18、21、47、49、51、54、59 農場技術效率小於 1，但純技術效率為 1，屬於規模無效率的決策單位，編號 17、18、21、47、51、54、59 農場宜擴大生產規模，編號 49 農場宜減少生產規模。

生產效率分析結果發現，一期作農場技術效率多介於 0.6 以上未滿 0.8，佔全體 45.7%，且全體技術效率僅 0.692，仍有 30.8% 的技術無效率；二期作農場技術效率多介於 0.6 以上未滿 0.8，佔全體 42.0%，且全體技術效率僅 0.665，亦有 33.5% 的技術無效率，可知有機水稻農場的生產效率有提升空間，尚未達到最適產出規模與投入配置。

表 2 全體農場技術效率次數分配表

效率值 (TE)	一 期 作		二 期 作	
	農 場 數	百 分 比	農 場 數	百 分 比
1	5	7.1%	4	5.8%
0.8~未滿 1	13	18.6%	13	18.8%
0.6~未滿 0.8	32	45.7%	29	42.0%
0.4~未滿 0.6	16	22.9%	18	26.1%
0.2~未滿 0.4	4	5.7%	5	7.2%
未滿 0.2	0	0.0%	0	0.0%
合 計	70	100.0%	69	100.0%

資料來源：本研究。

3.3 分群結果比較

一期作及二級作有機水稻樣本根據 BIC 準則分為 2 群，一期作第 1 群（31 戶）與第 2 群（39 戶）的調查田面積分別為平均每戶 2.8 公頃及 0.9 公頃，每公頃產量分別為 4,095 公斤及 5,588 公斤，經 t 檢定兩群三項效率值、水稻田面積、人工費及產量均有顯著差異，第 2 群水稻農場技術效率、純技術效率、規模效率、人工費與產量顯著大於第 1 群；水稻田面積顯著小於第 1 群，如表 3 所示。

表 3 有機水稻農場一期作分群結果比較

分 群	全體樣本	第 1 群	第 2 群	t 值	p 值
農 場 數	70 戶	31 戶	39 戶		
總效率 (TE)	0.692	0.588	0.774	-4.759	0.000***
純技術效率 (PTE)	0.811	0.757	0.854	-3.524	0.001***
規模效率 (SE)	0.844	0.771	0.901	-3.729	0.001***
水稻田面積 (公頃)	1.7	2.8	0.9	3.531	0.001***
資材費 (元)	33,471	32,516	31,982	-0.543	0.589
機工費 (元)	45,764	46,137	45,467	0.381	0.705
人工費 (元)	19,774	16,656	22,252	-2.844	0.007**
每公頃產量 (公斤)	4,927	4,095	5,588	-5.987	0.000***

資料來源：本研究。

註：在 95% 信賴區間下，*代表 $p < 0.05$ 、**代表 $p < 0.01$ 、***代表 $p < 0.001$ ，達統計顯著水準。

二期作第 1 群（13 戶）的主要特性為調查田面積較大（平均每戶 6.6 公頃）、每公頃產量（平均 3.647 公斤）較少；而第 2 群（56 戶）平均每戶調查田面積（1.2 公頃）較小、每公頃產量（4.426 公斤）較多，經 t 檢定兩群在純技術效率、水稻田面積、資材費、人工費有顯著差異，第 2 群水稻農場

純技術效率資材費、人工費顯著大於第 1 群；水稻田面積顯著小於第 1 群，如表 4 所示。

表 4 有機水稻農場二期作分群結果比較

分 群	全體樣本	第 1 群	第 2 群	t 值	p 值
農 場 數	69 戶	13 戶	56 戶		
總效率 (TE)	0.665	0.725	0.651	1.320	0.191
純技術效率 (PTE)	0.851	0.933	0.832	3.991	0.000***
規模效率 (SE)	0.781	0.773	0.783	-0.127	0.901
水稻田面積 (公頃)	2.2	6.6	1.2	3.485	0.004**
資材費 (元)	31,828	25,346	33,333	-2.872	0.005**
機工費 (元)	45,498	43,701	45,915	-0.907	0.368
人工費 (元)	19,707	8,841	22,230	-3.956	0.000***
每公頃產量 (公斤)	4,279	3,647	4,426	-1.521	0.150

資料來源：本研究。

註：在 95% 信賴區間下，*代表 $p < 0.05$ 、**代表 $p < 0.01$ 、***代表 $p < 0.001$ ，達統計顯著水準。

技術缺口比率 (TGR) 是全體水稻農場與各群水稻農場的平均效率比率，當 $TGR = 1$ 時，表示群組生產邊界與共同生產邊界重疊，意味生產效率較佳，技術缺口比率高，表示全體與分群的技術差異較小。一期作第 1 群 TGR 為 0.977，第 2 群 TGR 為 0.891，而二期作第 1 群 TGR 為 0.842，第 2 群 TGR 為 0.902。第 1 群在一期作差異較小，第 2 群在二期作差異較小。

分群結果顯示，一期作與二期作的第 1 群的農場多具有農場經營面積大、以機工為主的特性，而第 2 群農場經營之農場面積相對較小，耕作方式以人工為主；技術缺口比率顯示，群組與全體間的效率略有差異，但就相對效率而言，一期作之第 1 群效率值均顯著小於第 2 群，似乎意含規模較小的水稻農場生產相對有效率，但在二期作第 1 群的純技術效率顯著大於第 2 群，技術效率與規模效率較無差異。

表 5 全體樣本與分群樣本技術缺口比較

全體樣本	共同技術效率（MTE）	一期作	二期作
		0.692	0.665
第 1 群	群組技術效率（GTE）	0.708	0.790
	技術缺口率（TGR）	0.977	0.842
第 2 群	群組技術效率（GTE）	0.777	0.737
	技術缺口率（TGR）	0.891	0.902

資料來源：本研究。

分群結果區分第 1 群與第 2 群農場的經營特性，有助於更深入分析不同規模農場的生產效率，規模較小的農場可學習規模小的標竿農場（第 2 群）經營模式，規模較大的農場可參考規模大的標竿農場（第 1 群）的生產投入組合。

3.4 標竿農場選取

一期作中各效率值為 1 的標竿農場共 5 戶，如表 6 所示，由經營者性別觀察皆為男性；其中第 1 群只有 1 戶效率值為 1，年齡已 90 歲，其教育程度為高中職，務農年數為 20 年以上，經營有機年數 5 年以上未滿 10 年，調查田面積為 14 公頃，經由電話訪談獲悉該農場主，雖為高齡但其栽種水稻多年經驗且身體硬朗，又有家族成員幫助管理及機械化經營，漸成大專農家（含家族成員）的經營模式，其農場位在東部地區（宜蘭縣），可作為東部地區規模較大農場效仿之對象。

第 2 群效率值為 1 的標竿農場計 4 戶，其中有 3 戶位於東部（宜蘭縣），分別為編號 3、5、7、38 號，經營面積大約在 1 公頃左右，可作為東部地區經營規模小的農場參考對象；而編號 38 的標竿農場務農年數與經營有機年數都在 20 年以上，經營面積僅 0.46 公頃，位在西部地區（嘉義縣），可作為西部地區規模較小農場之參考對象。

表 6 一期作有機水稻標竿農場經營者基本資料

分群	第1群	第2群	第2群	第2群	第2群
編號	15	3	5	7	38
性別	男	男	男	男	男
教育程度	高中職	高中職	國小	大學	高中職
年齡	90 歲	54 歲	86 歲	51 歲	55 歲
務農年數	20 年以上	20 年以上	20 年以上	20 年以上	20 年以上
有機年數	5 年以上 未滿 10 年	5 年以上 未滿 10 年	20 年以上	10 年以上 未滿 15 年	20 年以上
縣市	宜蘭縣	宜蘭縣	宜蘭縣	宜蘭縣	嘉義縣
調查田面積	14 公頃	0.97 公頃	1.17 公頃	1.13 公頃	0.46 公頃
銷售通路	自售	非契作	契作	契作	契作

資料來源：本研究。

二期作整體效率值為 1 的標竿農場共 4 戶，如表 7 所示，由經營者性別觀察皆為男性。第 1 群有 2 戶效率值為 1，為編號 30 與 37 號，其教育程度均為高中職，務農年數都有 20 年以上，調查田面積分別為 5 公頃及 2.6 公頃，經營面積大可歸屬大專業農，地區分布於東部（臺東縣），可作為東部地區規模較大農場效仿對象。

表 7 二期作有機水稻標竿農場經營者基本資料

分群	第1群	第1群	第2群	第2群
編號	30	37	24	55
性別	男	男	男	男
教育程度	高中職	高中職	大學	高中職
年齡	56 歲	59 歲	56 歲	55 歲
務農年數	20 年以上	20 年以上	15~未滿 20 年	20 年以上
有機年數	10 年以上 未滿 15 年	15 年以上 未滿 20 年	10 年以上 未滿 15 年	5 年以上 未滿 10 年
縣市	臺東縣	臺東縣	雲林縣	花蓮縣
調查田面積	5 公頃	2.6 公頃	0.3 公頃	1.6 公頃
銷售通路	契作	契作	自售	自售

資料來源：本研究。

第 2 群效率值為 1 的標竿農場計 2 戶，為編號 24 與 55 號，其中編號 55 位於花蓮縣，可作為東部地區規模較小農場參考對象，而編號 24 的標竿農場其務農年數為 15 年以上未滿 20 年，經營有機年數為 10 年以上未滿 15 年，調查田面積僅 0.3 公頃，位於在西部地區（雲林縣），可作為西部地區規模較小農場參考對象。

IV、標竿農場經營分析

4.1 一期作有機水稻標竿農場經營特性

將一期作標竿農場與全體樣本進行比較，如表 8 所示。從基本資料可知，編號 15 及 5 的農場主年紀較為年長，高於整體平均 59.5 歲，而編號 3、7 及 38 農場主屬於青壯年，介於 51 至 55 歲之間，茲將一期作標竿農場依農場主年齡再分為兩組，分別探討其經營特性。

編號 15 及 5 的農場水稻栽培於東部地區（宜蘭縣），其中編號 15 農場調查田面積最大，計 14 公頃；而編號 5 農場面積僅 1.17 公頃。兩戶在因素生產力中指標數值皆高於全體，編號 15 農場的每千元人工生產力為最高，計每千元人工生產力可得產量 775.4 公斤，概屬相對低人工投入。在經營能力指標中，兩戶的投入 / 產出及農家所得率均較全體為佳，其中編號 15 農場的農家所得率達 78.6%，而編號 5 的收入費用比率達 234.4%，呈現兩戶的經營能力頗佳。

而在經營成果中，兩戶的每公斤銷售單價分別 22.3 元及 29.2 元，均低於全體 32.7 元，致其每公頃農家賺款與全體數值相近，然編號 15 農場每公頃農家賺款為 94,595 元，若再乘以耕作面積 14 公頃，則其總賺款在其 1 期作即可達 130 萬元以上，頗具生產誘因，且編號 15 農場人工生產力的經營表現較佳；另編號 5 農場在資材及人工生產力有較好表現，以致收入費用比率較高，意含其利得較佳。

表 8 一期作有機水稻標竿農場與全體農場比較

各項指標	編號	15	3	5	7	38	全體農場
	分群	第1群	第2群	第2群	第2群	第2群	
年齡	90	54	86	51	55	59.5	
地區(縣市)	宜蘭縣	宜蘭縣	宜蘭縣	宜蘭縣	嘉義縣		
調查田面積(公頃)	14	0.97	1.17	1.13	0.46	1.72	
基本資料	銷售通路	自售	非契作	契作	契作	契作	
	資材費	25,825	13,070	11,274	12,522	41,325	33,471
	機工費	47,086	49,057	48,168	37,150	37,100	45,764
	人工費	6,964	11,340	10,855	22,124	13,886	19,774
因素生產力	每千元總生產力 (公斤/千元)	67.6	92.9	80.3	98.1	63.5	49.8
	每千元資材 生產力(公斤/千元)	209.1	481.2	500.6	562.2	141.8	147.2
	每千元機工 生產力(公斤/千元)	114.7	128.2	117.2	189.5	158.0	107.7
	每千元人工 生產力(公斤/千元)	775.4	554.6	519.9	318.2	422.1	249.2
經營能力	投入/產出(元/公斤)	14.8	11.7	12.5	10.2	15.8	20.1
	收入費用比率(%)	150.8	214.0	234.4	332.4	190.5	162.7
	農家所得率(%)	78.6	60.5	63.9	94.8	56.6	59.4
經營成果	產量(公斤/公頃)	5,400	6,289	5,644	7,040	5,861	4,927
	單價(元/公斤)	22.3	25.0	29.2	33.9	30.0	32.7
	農家賺款(元/每公頃)	94,595	95,098	105,363	226,134	99,557	95,757

資料來源：本研究。

註：標竿農場中若年齡高於 80 歲者，以電訪確認其農家之經營樣態，屬自營工作者，農忙期間除農場主本身，農家內成員亦協助農務工作。

編號 3、7 農場位於東部地區(宜蘭縣)，編號 38 則為南部地區(嘉義縣)，調查田面積分別為 0.97、1.13、0.46 公頃；在因素生產力部分 3 戶農場皆高於整體，每千元資材生產力以編號 7 農場為最高，計每千元資材可獲得 562.2 公斤之產量；而每千元機工及人力生產力部分，3 戶標竿農場均高

於全體，其中機工生產力以編號 7 農場最高（189.5 公斤 / 千元），而人工生產力以編號 3 農場的 554.6 公斤 / 千元為 3 戶中最高；經營能力方面，3 戶農場的投入 / 產出及收入費用比率較全體為佳；編號 7 農場所得率最高為 94.8%，然編號 38 農場為 56.6 略低全體平均水準。

經營成果部分，3 戶農場的產量皆高於整體平均數值，而編號 7 農場的產量最多（7,040 公斤 / 公頃）且單價最高（33.9 元 / 公斤），其農家賺款也高於全體 2 倍以上，同時因素生產力及經營能力亦均表現較佳；而編號 3 農場的資材及人工生產力、投入 / 產出等指標亦頗佳；另編號 38 農場的機工及人工生產力、投入 / 產出、收入費用比率、產量及農家賺款亦均高於全體平均水準。

綜合觀察經營成果部分，可明顯觀察到標竿農場之產量均多於全體平均水準，概其生產力及經營能力有較佳的表現，而價格雖非所有標竿農場之優勢，然其農家賺款至少都與全體不相上下。

4.2 二期作有機水稻標竿農場經營特性

將二期作之標竿農場與全體樣本進行比較，如表 9 所示，從基本資料可知，農場主皆為年齡 55 至 59 歲之間的青壯年，然在農場面積部分則略有不同，依面積大小分為兩組，再分別探討其經營特性。

經營面積相對較大的標竿農場有編號 30 及 37，分別為 5 及 2.6 公頃，大於整體平均面積，位於東部地區（臺東縣）。在因素生產力中，編號 30 農場的農場其每千元人工生產力達 1,139.2 公斤，概可能因規模較大而投入較少人工，以機工為主；編號 37 農場則在每千元資材及機工生產力相對有較佳的表現，意含其與編號 30 農場的要素組合略有差異。

在經營能力指標中，編號 37 農場之投入 / 產出為較低（12.8 元 / 公斤），收入費用比率（299.8%）及農家所得率（76.8%）亦均有較佳的表現，可得知其獲利性較高；另編號 30 號農場的經營能力指標亦均優於全體平均水

準。在經營成果部分，兩農場產量、單價及農家賺款皆高於全體，其中又以編號 37 農場的成果較佳。

表 9 二期作有機水稻標竿農場與全體農場比較

各項指標	分群	編號				全體農場
		30	37	24	55	
基本資料	年齡	56	59	56	55	58.7
	地區（縣市）	臺東縣	臺東縣	雲林縣	花蓮縣	
	調查田面積（公頃）	5	2.6	0.3	1.6	2.18
	銷售通路	契作	契作	自售	自售	
	資材費	37,240	28,151	24,800	11,250	31,828
	機工費	40,700	40,932	33,000	46,250	45,498
因素生產力	人工費	3,950	8,846	69,333	2,344	19,707
	每千元總生產力 (公斤／千元)	54.6	78.3	62.9	50.1	44.1
	每千元資材 生產力(公斤／千元)	120.8	216.7	322.6	266.7	134.4
	每千元機工 生產力(公斤／千元)	110.6	149.0	242.4	64.9	94.0
	每千元人工 生產力(公斤／千元)	1,139.2	689.6	115.4	1,279.9	217.1
	投入／產出(元／公斤)	18.2	12.8	15.9	19.9	22.7
經營能力	收入費用比率(%)	210.5	299.8	236.0	300.8	163.2
	農家所得率(%)	72.6	76.8	80.7	75.0	58.7
	產量(公斤／公頃)	4,500	6,100	8,000	3,000	4,279
經營成果	單價(元／公斤)	38.3	38.3	37.5	60.0	37.0
	農家賺款(元／每公頃)	125,210	179,461	242,200	135,000	92,921

資料來源：本研究。

編號 24 及 55 的農場為經營面積皆小於全體平均，編號 24 係唯一位於中部地區（雲林縣）之農場，編號 55 位於東部地區（花蓮縣）。在因素生產力方面，每千元資材生產力以編號 24 農場為最高，計每千元資材可獲得 322.6 公斤之產量；而每千元機工生產力部分，亦以編號 24 為最高，計每千

元機工生產力可得產量 242.4 公斤；而每千元人工生產力部分，以編號 55 農場為最高，計每千元人工生產力可達 1,279.9 公斤之產量，概其可能投入較少人工，以機工為主。在經營能力指標中，兩戶均優於全體平均水準，其中投入 / 產出、農家所得率等指標，以編號 24 農場表現較佳；而收入費用比率部分以編號 55 農場較佳。

在經營成果方面，兩農場單價及農家賺款高於全體，其中又以編號 24 農家賺款（242,200 元 / 公頃）最高；另編號 55 每公頃產量為 3,000 公斤，每公斤單價為 60 元，每公頃農家賺款有 135,000 元，概屬以高品質而較低產量的經營模式，亦可獲取較頗佳的農家賺款，足可供此等經營模式參考之標竿。

綜合觀察經營成果部分，所有標竿農場在產量或單價中至少有一項較優於全體，如編號 24、37 農場以產量較優，編號 55 農場雖其產量偏低，但單價相對最高；在農家賺款部分，四戶標竿農場均較全體平均水準高。

4.3 標竿農場與參考同儕

由於 DEA 分析是相對的分析比較，在一群 DMU 中，相對有效率的 DMU 的效率值（技術效率 TE、純技術效率 PTE、規模效率 SE）均等於 1，於本研究中定義為標竿農場，標竿農場之經營特性可供具有相似條件的農場參考。

在 DEA 估測結果中，參考同儕（firm peers）是各 DMU 比較的對象，一期作編號 15、5、38、7、3 為標竿農場，參考同儕戶數分別為 21、4、26、34、8 戶，表示一期作中有 21 間農場可以編號 15 的標竿農場為學習對象，編號 15 農場屬於第 1 群，其餘為第 2 群；二期作編號 30、37、55、24 為標竿農場，參考同儕戶數分別為 8、37、4、30 戶，表示二期作中有 8 間農場可以編號 30 的標竿農場為學習對象，編號 30、37 農場屬於第 1 群，編號 55、24 農場屬於第 2 群。

一期作中編號 15 農場可作為經營規模約 10 公頃以上農場之標竿；編號

5、38、7、3 可作為經營規模約 1 公頃的農場參考，編號 5、38 農場的有機經驗年數均在 20 年以上，前者位於東部後者位於西部，分別可為不同地理位置農場之參考標竿；編號 3 農場可做為有機年數 5~10 年經驗的農場參考。

二期作中編號 30 農場是經營規模約 5 公頃以上農場之參考；編號 37 農場可為經營規模 2 至 3 公頃農場標竿；編號 55 農場可提供經營規模 1 至 2 公頃的農場參考；編號 24 農場則是 0.5 公頃以下經營規模農場的標竿。

表 10 標竿農場之參考同儕戶數

期 別	分 群	編 號	參 考 規 模	參 考 同 儕 戶 數
一期作	1	15	經營規模 10 公頃以上	21 戶
	2	5	經營規模約 1 公頃 有機年數 20 年以上	4 戶
	2	38	經營規模約 1 公頃（西部） 有機年數 20 年以上	26 戶
	2	7	經營規模約 1 公頃 有機年數 10 至 15 年	34 戶
	2	3	經營規模約 1 公頃 有機年數 5 至 10 年	8 戶
二期作	1	30	經營規模 5 公頃以上	8 戶
	1	37	經營規模 2 至 3 公頃	37 戶
	2	55	經營規模 1 至 2 公頃	4 戶
	2	24	經營規模 0.5 公頃以下	30 戶

資料來源：本研究

註：參考同儕戶數係以整體 69 戶來計算，其在不同群數間仍存在可參考價值，故實際參考戶數係可高於分群群內之戶數。

一期作編號 7 的標竿農場、二期作編號 37 的標竿農場，農場經營指標相對優於其他標竿農場。一期作編號 7 標竿農場屬於第 2 群，為經營規模較小的農場，二期作編號 37 標竿農場則屬於第 1 群，為經營規模較大的農場，其生產的投入產出配置值得進一步以個案探討，作為其他農場改善生產參考。

4.4 實證結果與討論

由實證結果探討有機水稻農場經營之實務意涵，首先是農場分群的重要性，有機水稻農場生產時，遵守不使用化學農藥、化學肥料等規範，經由驗證單位認證即取得有機驗證，但有機農場主常有不同的栽培管理、投入產出配置。且農民有機耕作的行為，亦會受到當地有機稻米產業的影響，而有因地制宜的耕作方式（蔡旻翰、陸怡蕙、方珍玲，2015）。

例如偏向自然農法耕種的農民，會以順應時令、使用自製肥、不除草，採大自然相生相剋的自然法則來減少病蟲害；同時亦有一群農民使用市售有機肥料，以人工除草代替除草劑之方式管理栽培，此二類農民於投入成本與產出上差異甚大，因此以高斯混合模型進行分群。

由於各農場所具備的條件，如耕地面積大小、生產管理方式（整地、育苗、插秧、雜草防治等）各有差異，本研究欲探討有機耕作的標竿水稻農場，應將具有相似生產條件的農場分為同一群分析，以耕種面積、每公頃產量、資材費、人工費、機工費等作為分群變數，將一期作 70 戶農場、二期作 69 戶農場各分成 2 群，第 1 群的農場具有經營面積大、機工為主的特性；第 2 群的農場具有經營面積小、人工為主的特性，分群可讓有機水稻農場之生產成本與收益情形更能看出差異。

而經營指標是農場經營的量化結果，可評斷農場經營成果，由於實務上水稻農場的生產方式會有不同之處，而資材費、人工費、機工費是農場直接生產成本，花費這些成本所產出的結果即為產量，以此做為生產效率的投入產出變數，在同樣以有機耕作的農場中，找出相對有效率的標竿農場，即是在一群具備相似生產條件的農場中，找出經營績效相對佳的農場，這些標竿農場相對於其他農場，反映在財務指標的經營績效佳，即是以較少的生產投入組合創造較多產出的呈現。

有機栽培能改善土壤質量，相對於易導致土讓酸化不易生產的傳統慣行

耕種，較能幫助農業永續發展，因此臺灣有機水稻種植面積逐年增加，經營績效佳的標竿農場，提供有機水稻農場的經營參考的典範，或是慣行水稻農場轉型範例，能減少他們自行摸索如何轉型的時間成本，標竿（Benchmark）有基準點之意，有機水稻標竿農場作為改善水稻農場經營的依據，有助於農政單位推廣有機栽培。

V、結論與建議

本研究運用農糧署 2020 年一期作及二期作的有機水稻調查成本資料，以其中的投入產出變數為基礎，採高斯混合模型及 BIC 準則，將兩個期作的樣本分為兩群，第 1 群平均每戶面積較大（一期作 2.8 公頃、二期作 6.6 公頃），而平均每公頃產量略低（一期作 4,095 公斤、二期作 3,647 公斤）；第 2 群平均每戶面積較小（一期作 0.9 公頃、二期作 1.2 公頃），而每公頃產量較高（一期作 5,588 公斤、二期作 4,426 公斤）。

根據機工費 / 人工費的比率觀察，概可推知第 1 群因面積較大而偏向多採機工，而衍生相對較粗放，以致每公頃產量相對較低，而第 2 群因面積較小而人工投入比率相對較高，偏向較為精耕，故其每公頃產量較高。

經採 DEA 方法估測兩個期作的生產效率，一、二期作的總效率值分別為 0.692 及 0.665，顯示尚有改善的空間；在一期作方面，第 2 群的總效率及純技術效率相對較高；二期作的第 1 群雖在純技術效率較佳，然總效率與第 2 群沒有顯著差異。基此，可推知有機水稻的生產效率，大規模者未必表現較佳，概因有機水稻生產技術在臺灣頗為成熟，再者可能大規模者係在求總營收能較大，而非單位面積產量較高。

為改善有機水稻農場的生產效率，本研究選擇生產效率值為 1 者，作為標竿農場。在一期作方面，共計有五戶，屬第 1 群較大規模者有一戶，為編號 15 農場，其調查田面積有 14 公頃，其每千元人工生產力表現較佳，農家

所得率（78.6%）亦頗高；其餘四戶屬第2群，經營規模約在1公頃左右，在因素生產力、經營能力及產量的指標表現頗佳，尤其編號7農場，每公斤產量僅需投入10.2元，每公頃農家賺款226,134元。

在二期作方面，標竿農場共計有四戶，編號30及37農場屬第1群中大規模，調查田面積分別為5公頃及2.6公頃，其中編號30農場的每千元人工生產力高達1,139.2公斤；而編號37的因素生產力表現頗佳，意含其在生產資材、人工、機工有較佳的組合，故其經營能力指標亦有較好表現，投入／產出僅為12.8（元／公斤），每公頃農家賺款達179,461元。

此外，編號24及55農場，屬第2群較小規模者，調查田面積分別為0.3公頃及1.6公頃，其中編號24在每千元資材及機工生產力的表現頗佳，為相對少用資材、機工而多用人工，概因其面積僅0.3公頃而採人力密集的經營模式，其農家所得率為80.7，每公頃農家賺款達242.200元，可為0.5公頃以下者的經營標竿；進一步觀察編號55農場係少用人工及資材者，故其每千元資材及人工生產力頗高，屬偏向自然農法經營模式，故每公頃產量僅3,000公斤，然每公斤售價達60元，故每公頃農家賺款亦有135,000元，可為偏向自然農法者之標竿。

因此，若有機水稻農場一期作，其經營規模在10公頃以上，可參考編號15農場經營模式；若其經營規模約在1公頃，但有機耕作經驗約5至10年，可參考編號3農場；有機耕作經驗約10至15年者，可參考編號7農場；有機耕作經驗在20年以上且位於東部地區者可參考編號5農場，位於西部者可參考編號38農場。

若有機水稻農場之二期作，其經營規模在5公頃以上，可參考編號30農場為標竿；經營規模在2至3公頃，可參考編號37農場；經營規模在1至2公頃，可參考編號55農場；而經營規模小於0.5公頃者，可以編號24農場為標竿。

而各標竿農場具備的條件不同，選擇標竿農場時，在參考農場經營規模

外，然各農場生產條件（耕地大小、管理方式、銷售通路）各有差異，因此，本文統整出標竿農場之經營特性，建議有機水稻農場依自身情況，選擇適合的標竿農場參考，有可能某有機水稻農場一期作投入產出條件與編號 7 農場相似，但其經營規模卻與編號 15 農場相同，需照實際狀況調整。

經本研究有機水稻農場生產效率評估，瞭解效率高的有機水稻農場在農業資材及機工、人工投入等各有其特色，且其生產力及經營能力亦頗高，可供相關農場參考。惟標竿農場如何實際操作及管理，如本研究一期作編號 7 標竿農場與二期作編號 37 標竿農場，是全體 139 戶農場中生產效率及農場經營指標相對較佳的標竿農場，值得作進一步的個案研究，未來可作成範例來推廣。

直言之，宜更深入研究並將其推廣予其他有機水稻農場，透過標竿農場經營特性融合相似之經營樣態，藉以提高有機水稻農場生產與管理效率；再者，標竿農場的經營模式亦可提供農政單位對有機水稻農場的輔導方向。

參考文獻

- 呂惠蓉、盧清城、李元和（2012）。臺灣稻作生產效率變化之比較研究。商學學報，**20**，29-56。
- 李健鋒（2007）。水稻有機產業－結合生產、生活及生態三合一生產示範體系。農政與農情，**186**，2022年10月30日取自農業部網站 <https://www.moa.gov.tw/ws.php?id=13516>。
- 尚瑞國（2003）。租佃市場環境、生產技術轉變與稻作農場生產力。農業經濟半年刊，**73**，35-65。
- 林月金（1989）。楊姓水耕蔬菜農家之農場經營分析。臺中區農業改良場研究彙報，**24**，31-44。
- 許智富、曾國雄（2002）。臺灣農業生產力之評估分析－DEA 評估法的應用。臺灣土地金融季刊，**39**，139-157。
- 郭莞卉、羅竹平、雷立芬（2015）。臺灣縣市稻米生產效率及生產力分析。台灣農學會報，**16**（1），18-33。
- 陳世芳（2019）。做好農作物生產成本收益分析：開源節流量入為出。臺中區農業專訊，**105**，7-10。
- 陳啟榮（2010）。標竿管理在學校經營之應用。教育理論與實踐學刊，**22**，109-132。
- 游博任、陳凱俐（2000）。農場財務分析綜合指標之建立。宜蘭技術學報，**5**，105-115。
- 黃炳文、林秀囊、林佩慧、謝宜婷、鄭暘諭（2018）。有機稻作生產成本與收益之研究。農林學報，**66**，11-23。
- 黃炳文、彭克仲、施孟隆、廖玟筑、張羽萱（2021）。有機農場作物栽培經營與效益之研究。行政院農業部農糧署 110 年度科技計畫研究報告，**110 農科-3.1.1-糧-Z2**，臺中市：中興大學。
- 黃秋蓮、李謀監（2011）。有機米農場經營診斷及 SWOT 經營策略分析：以清新自然農場為例。農業推廣文彙，**56**，33-43。
- 黃鏡如、傅祖壇、黃美瑛、游明敏、楊永烈、賴宏彬（2021）。績效評估效率生產力

- 之理論與應用。臺北市：新陸書局股份有限公司。
- 廖珈暉、黃炳文（2017）。稻作大佃農農場經營規模與成本效率之研究－隨機邊界法之應用。農林學報，65，79-88。
- 蔡旻翰、陸怡蕙、方珍玲（2015）。計畫行為或經濟考量？富里鄉稻農有機農法採用之經濟分析。農業經濟叢刊，21(1&2)，1-40。
- Banker, R. D., Charnes, A., & Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management science*, 30(9), 1078-1092.
- Charnes, A., Cooper, W.W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European journal of operational research*, 2(6), 429-444.
- Li, D., Nanseki, T., Chomei, Y., & Yokota, S. (2018). Production efficiency and effect of water management on rice yield in Japan: two-stage DEA model on 110 paddy fields of a large-scale farm, *Paddy and Water Environment*, 16(4), 643-654.
- Li, W., Wang, L., Wan, Q., You, W., & Zhang, S. (2022). A Configurational Analysis of Family Farm Management Efficiency: Evidence from China, *Sustainability*, 14(10), 6015.
- Linn, T., & Maenhout, B. (2019). Measuring the efficiency of rice production in Myanmar using data envelopment analysis, *Asian Journal of Agriculture and Development*, 16(2), 1-24.
- O'Donnell, C. J., Rao, D. S. P., & Battese, G. E. (2008). Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. *Empirical Economics*, 34(2): 231-255.
- Samoilenko, S., & Osei-Bryson, K. M. (2008). Increasing the discriminatory power of DEA in the presence of the sample heterogeneity with cluster analysis and decision trees. *Expert Systems with Applications*, 34(2), 1568-1581.
- Sucharitha, R. S., & Lee, S. (2022). GMM Clustering for in-depth food accessibility pattern exploration and prediction model of food demand behavior, *Socio-Economic Planning Sciences*, 83, 1-13.
- Thwe, H. M., Kristiansen, P., & Herridge, D. F. (2019). Benchmarks for improved

- productivity and profitability of monsoon rice in lower Myanmar. *Field Crops Research*, 233, 59-69.
- Wah Fong, S., Cheng, E. W., & Ho, D. C. (1998). Benchmarking: a general reading for management practitioners. *Management Decision*, 36(6), 407-418.
- Wibowo, R. P., Raihan, A., & Gunawan, D. (2019). Comparative analysis of technical efficiency between organic and non-organic rice farming in North Sumatera Indonesia, *IOP Conference Series: Materials Science and Engineering*, Vol. 648.
- Wongchai, A., Yotimart, D., & Peng, K. C. (2012). Metafrontier DEA approach in measuring productivity efficiency differences of Thai paddy rice, *The 8th International conference on knowledge-based economy and global management joins with the conference of business management practices in Taiwan-Vietnam cross country enterprises Tainan, Taiwan*, 31st Oct-2nd Nov, 2012.

An Analysis of Organic Rice Productive Efficiency and Benchmark Farm Management

Biing-Wen Huang^{*}, Shiow-Ing Lin^{**}, Yong-Huei Tsai^{***},
Wen-Chu Liao^{****}, Yu-Xuan Zhang^{****}, Han-Yu Lai^{*****}

Based on the organic agriculture information network in December 2020, the area of organic cultivation in Taiwan was 10,789 hectares. The organic rice farms with 3,289 hectares were the largest among those crops. Regarding the research on organic rice, most of them focused on the planting technology and cost-benefit analysis. However, quite a few studies related to productive efficiency and benchmark farming adopted the official survey data and had comprehensive discussions. This study followed the project of "Crops Cultivation and Benefits of Organic Farms" in 2021. The productive efficiency of organic rice was estimated by DEA methodology based on the survey data of organic rice cost in 2020 conducted by the Agriculture and Food Agency, MOA. The results show that the average efficiency of organic rice in the first crop of 2020 was 0.692. The average efficiency of organic rice in the second crop of 2020 was 0.665.

These show that some of organic rice farms still have room for improvement to enhance the production efficiency in the two period crops of

* Professor, Department of Applied Economics, National Chung Hsing University.

** Retired Director, Agriculture and Food Agency, MOA.

*** Officer, Agriculture and Food Agency, MOA.

**** Assistants, Agriculture and Food Agency, MOA.

***** Corresponding author: PhD student, Department of Applied Economics, National Chung Hsing University. Email: batty811014@gmail.com.

2020. Few organic rice farms got the technical efficiency, which estimated value was equal to 1. Those farms were chosen as benchmark farms. To detailedly analyze the operation characteristics of benchmark farmers for each crop, some of management indicators were adopted such as factor productivity, management ability, and operation performance. Those indicators could provide the other organic rice farmers for management references to strength their efficiency.

Keywords: Organic rice, Productive efficiency, Benchmark farm management

JEL Classification: Q10, Q13



智慧管理機制分析農地資源面積 變動之影響因素

林俊昇*

以農業部自 2018 年至 2021 年各縣市農地資源盤點，共 80 個農地盤點表格，經彙整後建立全台及各縣市資料視覺化圖表，試圖找出農地資源變動及變化異常原因。研究結果在「可供糧食生產」面積這四年間呈增加現象，在「實際供農林漁牧休閒使用」面積，自 2018 年起有逐年呈增加趨勢；至於「農業及農地資源」面積在四年間仍呈微幅變動，但整體來看並不明顯。分析農地面積減少關鍵因素，透過 AI 檢視資料，得到「違法非農業使用」（如農舍、住宅及疑似工廠等）和「容許非農業使用」（如道路或設施等使用）為農地減少的關鍵因素，呈正向現象；但深入分析包括住宅、疑似工廠及宗教寺廟、以及河川或水利設施增加等使用類型面積仍出現增加趨勢。從縣市別來探討關鍵因素，有基隆市、台北市、金門縣及澎湖縣等，四年平均農地使用面積比其它縣市平均面積減少。

關鍵詞：智慧管理、農地資源面積、關鍵影響因素

JEL 分類代號：F62, M48, Q18

* 國立屏東大學行銷與流通管理學系暨數位行銷在職碩士專班教授；E-mail: jxl6@mail.nptu.edu.tw。

投稿日期：2023 年 8 月 8 日；第一次修改日期：2023 年 10 月 14 日；
接受日期：2023 年 11 月 21 日。

I、前言

內政部在 2016 年 1 月 6 日公佈國土計畫法，並宣佈於同年 5 月 1 日起施行，全國國土計畫亦已於 2018 年 4 月 30 日公告施行，依法所訂直轄市、縣（市）主管機關之國土計畫，應於全國國土計畫公告實施後 3 年內，依中央主管機關指定之日期（2020 年 4 月 30 日前）陸續完成。農業部主導農業政策之單位，為因應氣候變遷及糧食安全考量，為能確實掌握農地資源現況，維護農地資源品質與數量，自 2018 年始積極推動農業及農地資源盤查作業，實際盤點農地面積數量，針對農業生產使用之區位面積、法定農業用地提供建築使用之樣態、以及其屬性面積等數據加以盤點，作為農地管理政策之決策參考，以及銜接國土計畫法管制基礎。

農業產值在國內為 3,108 億元，占 GDP 比例僅為 1.4%（農業部，農業統計視覺化查詢網，2023），但農業卻仍是國內重要產業之一，因此農地面積減少將導致農產品減產，致使農產品價格上升，亦影響農民所得收入；另農地面積減少亦可能對生物多樣性產生損失，造成環境影響，因此維繫農地永續發展和提升農業生產力，則是農業單位刻不容緩的工作之一。

近年來農政單位相繼提出農地改革計畫，擴大農業經營，藉以提高農民所得水準；以及鼓勵農民使用友善農地之施作方式，如有機農業和生態保育農業等，2021 年 7 月底全國有機及友善耕作面積達 1.6 萬多公頃，占全國耕地面積比例 2% 以上（農傳媒，2023），這些作法均有助於保護農地措施。

近年來行政院為因應國際減碳趨勢、能源自主性、以及落實能源轉型政策，加速發展綠能光電，自 2017 年加速推動再生能源設施，鼓勵國內外業者投入建置太陽光電與風力發電設備，民間業者漸成為再生能源之發展主力（經濟部統計處，2023）再生能源容量均呈兩位數成長，至 2023 年 5 月底年增率已達 26.0%，相較 2017 年底之 10.7%，上升 14.4%；其中以太陽光電

及離岸風電成長率最大，建置再生能源土地對國內農地面積衝擊。根據農業部 2021 年農地資源盤查結果，全台可供糧食生產土地為 71.4 萬公頃（農業部 <https://map.moa.gov.tw/farmland/survey.html>，2023），而農業部曾提及糧食安全目標須維持在 74 萬公頃為下限（中央廣播電臺，2023），比較目標值約少 2.56 萬公頃農地面積，未來農地若再以發展綠能為代價，有可能影響國內糧食安全水準，致使糧食自給率不足的危機；雖可供糧食生產土地面積，相較低於下限，但農業部自 2018 年近四年可供糧食生產農地面積之 69.2 萬公頃、2019 年 68.6 萬公頃、以及 2020 年之 70 萬公頃等資料，顯示農政單位在可供糧食生產農地面積至少未見再持續惡化，因此為國內農地永續發展，如何透過有效智慧管理機制監督農地面積變化情形，逐年檢討，切勿因農業發展過程，以及缺乏計畫性管理下，如農、工或住宅用地等競用徵收，繼續引發農地不當被挪用，讓農地面積產生不可逆轉之流失，勢必影響農業發展，將不利影響到國內糧食安全危機。

農業部自 2018 年至 2021 年期間經過 4 次盤查，逐年調查盤點農地面積，並置於網路供民眾查詢（<https://map.moa.gov.tw/farmland/survey.html>）。調查結果製作成表格，表中各分類項目之資料詳細，並依 20 縣市分開列出，如表 1 所示；各縣市表格分別以 1*5 維度整理，但欲從表格檢視各縣市歷年不同使用類型農地面積變化較為困難，很難看出農地面積增減之間問題，如那些農地面積減少的挪用，是否存在不當使用，以便檢討管制，因此農政農地單位若欲從表格看出關鍵解決改善方案，產生很大難度。既然已有盤點數據，為達檢視農地面積問題之目的，若將農地盤點資料進行視覺化管理，將大量或（data visualization）片斷的農地資料，藉由各種統計圖表變化加以呈現，進而發掘農地資源變動異常之關鍵所在，才能對農地不利變動提出有效管理措施，乃為本文主要研究動機之一。

表 1 農地面積盤查結果表（以全台為例）

使用類型	全台農業及農地資源盤查總面積($T = P+Q$) (2,827,425 ha)											單位：公頃	
	法定農業用地 ($P=H+O$) (2,785,480 ha)												
	平地範圍 (619,125 ha) (H)			山坡地範圍 (2,166,355ha) (O)									
	露天生產	生產型設施	管理型設施	非農業使用	宜農牧地	宜林地	加強保育地	未產定地	不屬產定土地	林務範圍	生產使用(Q)		
1.農糧作物	366,022	4,637	530	—	138,908	22,035	406	1,628	2,783	19,042	35,611	545,709	591,604
2.畜牧繁殖	39,224	—	—	—	142	12	0	6	72	28	5,320	44,686	44,806
3.畜牧使用	8,034	—	—	—	2,143	167	3	40	66	—	1,014	11,191	11,468
4.林業使用	29,871	—	—	—	194,669	313,978	4,094	18,523	16,049	1,200,057	—	—	1,777,241
5.休閒農場	383	—	32	—	457	280	0	2	21	0	—	—	1,176
6.農村再生設施	—	—	57	—	13	—	—	—	—	—	—	—	69
7.農水路使用	—	—	25,135	—	108	87	0	55	581	—	—	—	25,965
8.潛在可供農業使用	74,540	—	—	—	38,297	11,438	220	1,395	2,104	78,663	—	112,837	206,657
小計	518,075	4,637	25,754	—	374,737	347,998	4,724	21,650	21,676	1,297,790	41,945	714,423	2,658,986
合計	—	—	548,466	—	—	—	—	—	—	2,068,575	41,945	714,423	2,658,986
9.道路或道路設施 (含停車場)	—	—	—	—	5,277	6,348	3,168	61	633	1,010	1,764	—	—
10.河川或水利設施	—	—	—	—	16,871	4,181	3,918	232	1,368	3,885	23,349	—	—
小計	—	—	—	—	22,148	10,529	7,086	293	2,001	4,895	25,113	—	—
11.農舍	—	—	—	—	4,059	—	—	—	0	—	—	—	—
12.住宅	—	—	—	—	11,420	4,189	471	12	197	640	82	—	—

資料來源：農業部（2023）。

資料視覺化分析為目前大數據管理領域廣泛採用之工具，強調將原始資料整合，並透過圖形視覺化呈現互動式效果，應用在重要決策上。在謝邦昌、蘇志雄、蕭育仁、宋隆華（2021）提及人類有 90% 訊息是透過眼睛傳遞至大腦，惟人類記憶或理解容量有限，因此透過大腦接收圖像比文字快 6 萬倍，因此若訊息能藉由圖形化或影像，並透過人工智慧協助來發掘異常之原因，將能加速問題理解，協助高效判讀，且找出有效解決方案。有關利用視覺化進行智慧管理，王金龍（2017）以銘傳大學為例，探討如何利用商業智慧和大數據技術來提升校務發展的品質和效能，說明如何建立校務資料倉儲和商業智慧系統，並進行校務研究和決策支援；侯加利和蔡小靖（2017）應用東華大學資料以視覺化工具分析校務研究。在各企業亦利用智慧管理工具，將內部經營銷售資料，以視覺化且互動方式尋找出經營可能發生的問題點，快速找出隱藏不易發現之盲點，讓決策者快速對症下藥以改善問題，達到營運目標。

本文由農業部網頁蒐集農地面積資源，由於各項農地資源和使用類型面積細分繁瑣，若想比較四年變化，很難從資料中發掘各縣市農地面積增減發

生的真正來源。太多數據猶如一盤珠子，需找出穿珠造鍊方法，才能創造有價值之產品；隨著需求者不同，透過技巧將珠子串成項鍊、手環或耳環等產品，以滿足不同需求來提升價值，乃為數據分析之真諦。因此文中透過 Power BI Desktop 軟體以圖形視覺化呈現方式，將全國農地面積 4 次盤點資料進行有系統視覺化，並透過 AI 協助分解，剖析各種使用面積變動之關鍵影響因素，提供農政單位制定農地政策之參考。由於 20 縣市每年盤點資料農地面積數據，利用軟體完成建模，即可檢視各縣市農地面積之動態變化，本文以全台為例進行範例說明，其它縣市農地面積均可透過完成建模之處理方式，進行類似各縣市動態內容之切換操作，針對有興趣之縣市農地面積變動影響因素加以檢視。因此本研究透過智慧管理機制擬分析下列幾項目的：

- (1) 瞭解歷年農業及農地資源、可供糧食生產土地及實際供農林漁牧休閒農地等面積變化之情形。
- (2) 分析農地資源土地面積在各種使用類型之分布及變化情形。
- (3) 分析農地資源土地面積產生變化之關鍵影響因素。
- (4) 分析農地資源土地面積之各關鍵影響因素造成面積變化之情形。

II、智慧管理機制分析之優勢

本研究透過網站取得全台及縣市等農地面積資料後，為進行大數據視覺化分析，需使用友善和功能強之軟體協助；本文採用 Power BI Desktop 軟體進行資料整合與分析，其因為該軟體經由 Gartner 研究顧問公司針對市場軟體評比，Power BI 在歷年相關競爭軟體中，以操作便利性和視覺表現性等功能比較，Power BI 的表現均優於其它軟體而名列前茅，尤其對於非理工背景使用者，欲從事數據分析，可減少程式撰寫之困擾及軟體學習時間，提升易操作及快速獨立完成欲達到工作目標優勢，專注在經營想解決的問題上。

使用 Power BI Desktop 軟體進行數據分析前，須透過三個步驟，分別

為：資料彙整、查詢與清理（Power Query）、建模（Power Pivot）和視覺化（Power View）等過程。因本研究需整合全台和縣市等 4 次盤點農地面積數據，共有 88 份獨立表格，且資料分別放置在不同網址，這些資料結構略有調整產生差異，如欄位名稱或排序更動等因素，均可能導致資料整合的錯誤，需耗時不斷檢視資料整合異常問題；同時考量農業部會逐年持續盤點農地面積，而產生新年度的數據，為讓建模好的工具，未來能持續將新年度資料瞬間自動匯入資料庫並加以整合，快速比較過去年間面積變化之關鍵因素，因此創建好的模型可持續使用，為智慧管理機制重要的目的。

利用一套適當軟體工具，對於農地面積資源加以管理，建模前先考量農政單位對農地面積發展的關鍵問題，然後整合縣市各農地面積盤點表格，然後確認合併後的資料在清理過程正確無誤，才能作為建模與最後圖形視覺化，以評估農地面積資源在各類型使用變動之合理性，為農政單位提供智慧管理新的機制。

III、農地面積資源盤點之變數衡量與定義說明

本研究資料來源來自農業部在網站公布之農業及農地資源盤查資料，農地盤查自 2018 至 2021 年，如表 1 所示，調查資料涵蓋共 20 縣市（含全台）各別表格。首先針對表格內容層級進行樹狀結構，以利於進行資料清理，避免資料錯誤，如表 2 所示，因此農地資源盤點可彙整如下：(1)「全台農業及農地資源盤查面積」、(2)「可供糧食生產土地」、以及 (3)「實際供農林漁牧休閒使用土地」等三大類型用途；其中「全台農業及農地資源盤查面積」又分為法定農業用地和非法定農業用地等兩種；另法定農業用地再分為「平地範圍」及「山坡地範圍」等面積。

在「平地範圍」面積有農業使用和非農業使用等兩種用途；農業使用包括「露天生產」、「生產型設施」和「管理型設施」等三種生產方式。至於

「山坡地範圍」面積則細分更多，包括宜農牧地、宜林地、加強保育地、未查定地、不屬查定土地和林務範圍等六種面積型態。在各種面積型態下，分別調查農地使用類型，共分有 20 種類型（左欄位），例如農糧作物及養殖魚塭等；瞭解面積盤點表格之橫向及縱向調查數據關係後，表格呈現 1（行）*5（列）之維度表。

由表 2 創建成圖 1 分解樹狀關聯結構圖，可清楚瞭解表格中農地面積各層分類。圖 1 結構先由左邊三大類型農地資源；其中農業及農地資源盤查面積又分為法定農業用地和非法定農業用地等；在法定農業用地又有平地範圍和山坡地範圍；另平地範圍分為農業使用和非農業使用；而農業使用主要列出露天生產、生產型設施和管理型設施等；至於非農業使用主要用於容許非農業使用和違法非農業使用等，此兩項則是農政單位須專注於其面積是否有

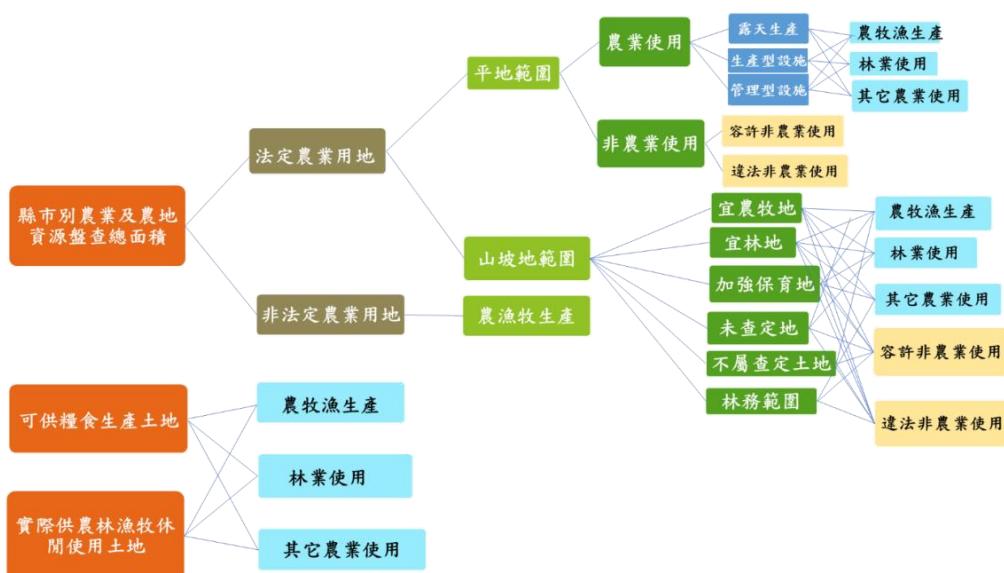
表 2 「全台農業及農地資源」、「可供糧食生產」及「實際供農林漁牧休閒使用」等面積之一覽表

使用類型	全台農業及農地資源盤查面積($T = P+Q$) (2,827,425 ha)											單位：公頃	
	平地範圍 (619,125 ha) (H)			山坡地範圍 (2,166,355ha) (O)					非法定農業用地				
	農業使用			非農業使用		宜農牧地	宜林地	加強保育地	未查定地	不屬查定土地	林務範圍		
	露天生產	生產型設施	管理型設施										
1.農糧作物	366,022	4,637	530		138,908	22,035	406	1,628	2,783	19,042	35,611	545,709	591,604
2.養殖魚塭	39,224				142	12	0	6	72	28	5,320	44,686	44,806
3.畜牧使用	8,034				2,143	167	3	40	66	-	1,014	11,191	11,468
4.林業使用	29,871				194,669	313,978	4,094	18,523	16,049	1,200,057	-	-	1,777,241
5.休閒農場	383		32		457	280	0	2	21	0	-	-	1,176
6.農村再生設施	-		57		13	-	-	-	-	-	-	-	69
7.農水路使用	-		25,135		108	87	0	55	581	-	-	-	25,965
8.潛在可供農業使用	74,540				38,297	11,438	220	1,395	2,104	78,663	-	112,837	206,657
小計	518,075	4,637	25,754		374,737	347,998	4,724	21,650	21,676	1,297,790	41,945	714,423	2,658,986
合計			548,466							2,068,575	41,945	714,423	2,658,986
9.道路及道路設施(含停車場)	-	-	-	5,277	6,348	3,168	61	633	1,010	1,764	-	-	-
10.河川或水利設施	-	-	-	16,871	4,181	3,918	232	1,368	3,885	23,349	-	-	-
小計	-	-	-	22,148	10,529	7,086	293	2,001	4,895	25,113	-	-	-
11.農舍	-	-	-	4,059	-	-	-	0	-	-	-	-	-
12.住宅	-	-	-	11,420	4,189	471	12	197	640	82	-	-	-
13.就地工廠	-	-	-	20,290	908	78	5	62	211	-	-	-	-
14.商店或餐廳	-	-	-	3,701	1,089	96	8	48	170	-	-	-	-
15.廣禁設施	-	-	-	1,609	1,902	308	12	343	732	82	-	-	-
16.宗教寺廟	-	-	-	1,487	842	166	25	45	109	38	-	-	-
17.公共或公用設施	-	-	-	2,314	1,220	303	65	380	322	71	-	-	-
18.土石採取或堆置	-	-	-	1,935	189	190	2	13	43	298	-	-	-
19.避難設施	-	-	-	1,123	1,606	320	66	118	299	17	-	-	-
20.其他使用	-	-	-	572	14,397	10,339	753	1,055	2,157	771	-	-	-
小計	-	-	-	48,511	26,341	12,270	949	2,260	4,683	1,359	-	-	-
合計	-	-	-	70,659	-	-	-	-	-	97,780	-	-	-

資料來源：農業部（2023）。

增加，導致農地面積不當使用；非法定農業用地單純地用於農牧漁牧生產，例如農糧作物、養殖漁塭和畜牧使用等。台灣高山林立，山坡地面積占較大比例，民眾只能善用山坡地進行生產活動，包括農產品種植，農業部針對山坡地面積盤點，用途分佈有宜農牧地、宜林地等六項生產用途。

三大農地資源除上述農業及農地資源外，另可供糧食生產和實際供農林漁牧休閒使用等面積用途僅單純用於農牧漁生產、林業使用，以及其它農業使用（例如休閒農場、農村再生設施、農水路使用和潛在可供農業使用）等。



資料來源：本研究。

圖 1 全台農業及農地資源盤查總面積之層級樹狀架構圖

在上述圖 1 各項名詞，農業部在農地資源盤點網頁分別有對各變數加以說明，如表 3 之對照表。

表 3 農地資源各變數名詞說明一覽表

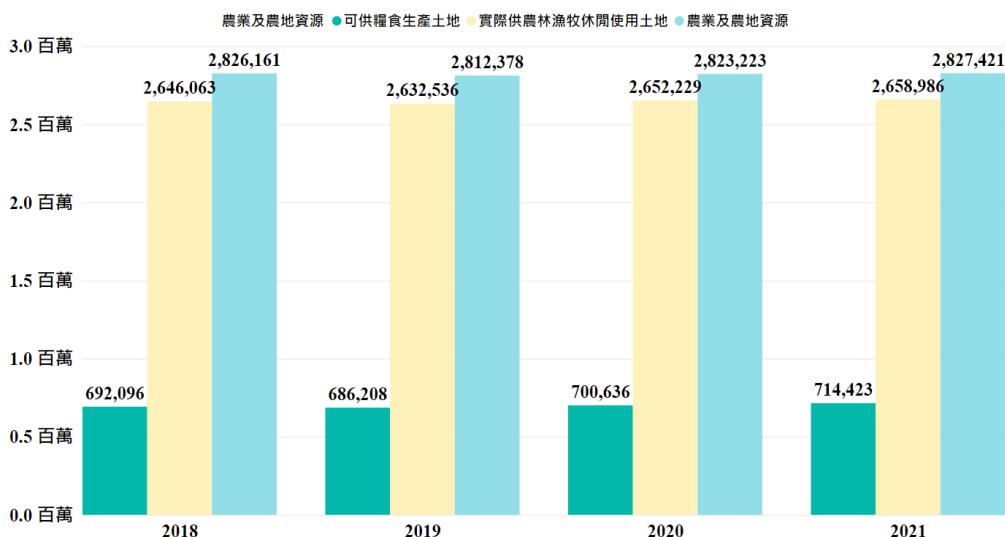
變 數	名 詞 說 明
可供糧食生產土地	指現況提供農糧作物生產、或可快速恢復供農糧作物生產之農地；其面積計算係以盤查範圍中屬平地及山坡地宜農牧地範圍等，提供(1)農糧作物、(2)養殖魚塭、(3)畜牧使用、以及(8)潛在可供農業使用等農地面積加總計算。
實際供農林漁牧休閒使用土地	指現況提供各項農業生產（包括農糧、養殖、畜牧、林業和休閒等）使用之土地。
生產型設施	指溫網室、菇類栽培室、育苗作業室、養畜養禽設施、以及室內水產養殖生產設施等，提供生產使用設施。
管理型設施	指運銷加工設施、集貨包裝處理設施、農事操作及管理設施、農田灌溉排水設施、自然保育設施、林業經營設施、休閒農業設施等其它設施。
山坡地範圍	依據山坡地查定類型，盤查土地使用現況。對於合法使用之農業設施，皆依產業類型歸類在產業項目（表 1 的編號 1~8 項）；若屬非農業使用項目，則依使用現況填入在表 1 的編號 9~20 項。
未查定地	尚未依據「山坡地土地可利用限度查定工作要點」辦理查定之山坡地範圍。
不屬查定土地	查定當時土地面積達三分之二以上供非農業使用者。
林務範圍	指國有林事業區、保安林、試驗用林地及實驗林地。
農村再生設施	指經水土保持局核定，且具一定規模以上之農村再生設施（如停車場、涼亭和廣場等）始列入統計。
潛在可供農業使用	指供草生地或休廢耕地等現況，未從事農業生產，但屬潛在可供農業使用者。
其它使用	指其它非農業使用項目。

資料來源：農業部（2023）。

IV、智慧管理機制探討農地面積資源變化 之實證分析

4.1 農地面積盤點變化之整體分析

有關農地面積盤點變化之整體分析，農地面積自 2018 年至 2021 年變化情形如圖 2。首先以「可供糧食生產」面積（如淺綠色長條圖）說明，在 2018 年為 692.096 萬公頃，至 2021 年則為 714.423 萬公頃，歷年面積呈增加現象；若以「實際供農林漁牧休閒使用」面積（如淺黃色長條圖）來看，自 2018 年為 2646.063 萬公頃，至 2021 年為 2658.986 萬公頃，逐年呈增加趨勢；最後則以「農業及農地資源」面積（如淺藍色長條圖）分析，自 2018 年為 2826.161 萬公頃，至 2021 年為 2827.421 萬公頃，歷年面積變動並不明顯。上述整體分析並



資料來源：本研究。

圖 2 歷年農地面積盤點之變化圖

未能明顯瞭解農地資源產生變動原因，因此有必要深入檢視歷年各種面積變動之關鍵因素，才能對產生農地面積變動原因加以防範，作為避免農地持續減少之防範措施。

若從農地面積在各種使用類型變化之整體分析方面，使用類型分為 20 個類型，文中簡化使用類型，以利於檢視其面積變化情形，則依表格內容將相鄰之使用類型編輯成中群組；其中農糧作物、養殖魚塭、以及畜牧使用等三類歸納為「農漁牧生產」群組；林業使用類型因使用面積較大，因此獨立歸納為「林業使用」群組；休閒農場、農村再生設施、農水路使用、潛在可供農業使用等四類歸納為「其它農業使用」群組。至於農業用地欲作為非農業使用需申請容許使用許可（例如畜牧設施、綠能設施等）；若農業用地有非農業使用，卻獲有許可，例如第 9 項道路或道路設施（含停車場）和第 10 項河川或水利設施等，則歸為「容許非農業使用」群組；至於未獲許可者，卻用於非農業使用，例如第 11 項後之農舍住宅、疑似工廠、商場或餐廳、殯葬設施、宗教寺廟、公共或公用設施、土石採取或堆置、遊憩設施、其它使用等 10 項，則歸為「違法非農業使用」群組，依此原則將上述 20 種使用類型歸類為 5 群組，以利進行簡化說明。

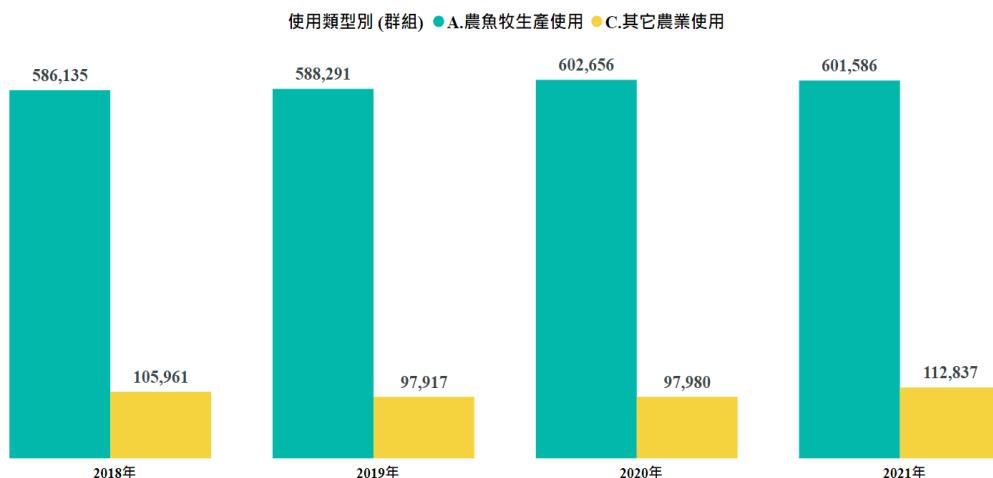
4.2 各農地資源在不同使用類型面積變化之分析

三種農地資源在不同使用類型面積分佈情形，能詳細得知不同使用類型面積的異常變動，因此再細部了解其比例變動。

4.2.1 「可供糧食生產土地」使用類型面積之佔比分析

首先以「可供糧食生產土地」面積主要用於「農漁牧生產」和「其它農業」等兩項使用類型為主，如圖 3 所示；其中以「農漁牧生產使用」面積相對「其它農業使用」為大。在 2018 年「農漁牧生產使用」面積為 58.6 萬公頃，至 2021 年微幅上升，約為 60.1 萬公頃；至於「其它農業使用」（如休閒

農場、農村再生設施等) 面積在 2018 年為 10.5 萬公頃，至 2021 年增為 11.2 萬公頃，明顯增加 6,876 公頃。

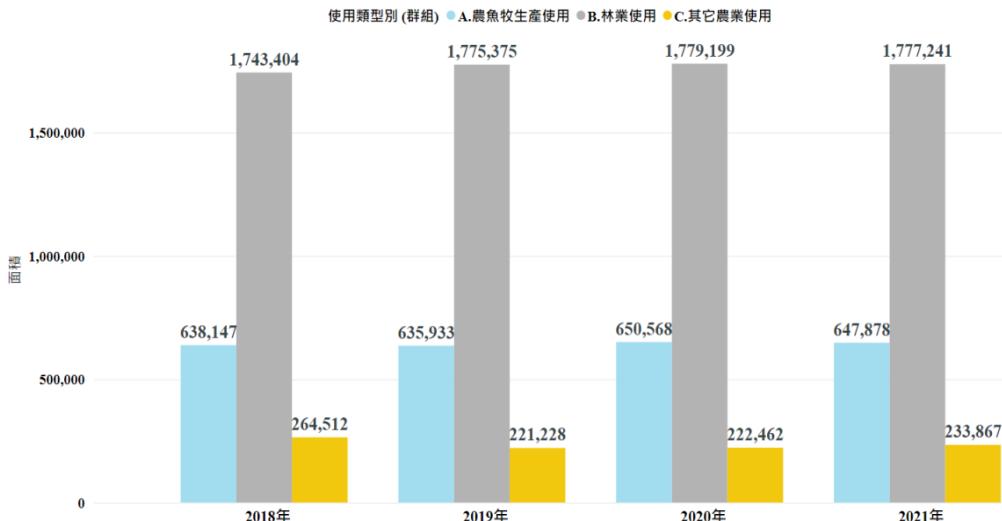


資料來源：本研究。

圖 3 歷年「可供糧食生產土地」主要使用類型面積變化圖

4.2.2 「實際供農林漁牧休閒使用」使用類型之佔比分析

「實際供農林漁牧休閒使用」面積主要則以使用在「農漁牧生產使用」、「林業使用」和「其它農業使用」等三項使用類型為主，如圖 4 所示；其中「林業使用」面積（灰色部份）相對其它農業使用類型有明顯較大面積。在 2018 年「林業使用」面積為 174.3 萬公頃，至 2021 年稍呈上升趨勢，達 177.7 萬公頃；其次為「農漁牧生產使用」面積（藍色部份），在 2018 年有 63.8 萬公頃，至 2021 年增為 64.7 萬公頃，亦呈上升趨勢；至於「其它農業使用」面積（黃色部份，包括休閒農場、農村再生設施及農水路使用等）在 2018 年 26.4 萬公頃，至 2021 年則為 23.3 萬公頃，面積則呈減少現象。



資料來源：本研究。

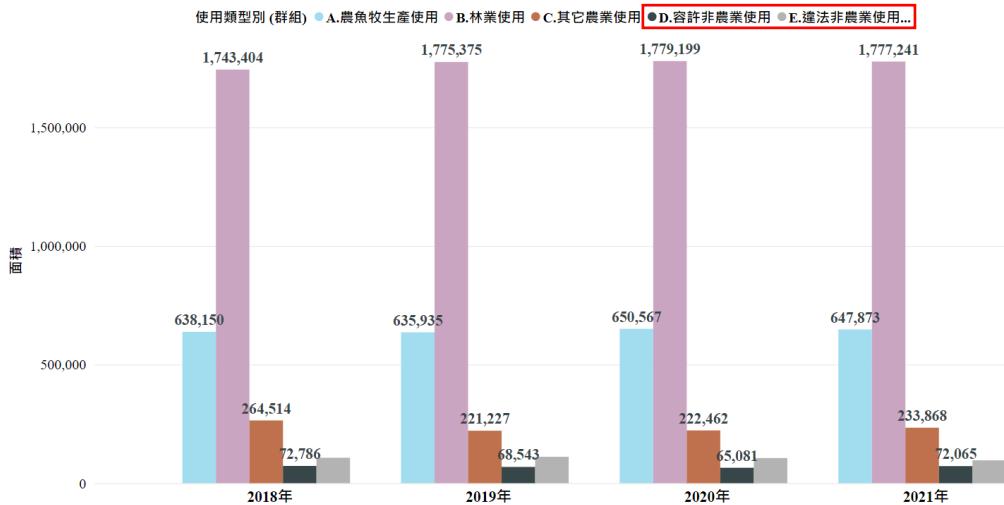
圖 4 歷年「實際供農林漁牧休閒使用」在使用類型面積變化分佈圖

4.2.3 「農業及農地資源」使用類型面積佔比之分析

在 2018 年「違法非農業使用」面積（灰色部分）為 10.7 萬公頃，至 2021 年稍上升至 9.6 萬公頃，如圖 5；而「容許非農業使用」面積（黃色部分）在 2018 年 7.28 萬公頃，至 2021 年減為 7.21 萬公頃；得到「容許非農業使用」和「違法非農業使用」兩者面積均呈減少趨勢，表示這兩項面積無繼續惡化現象，對國內農地使用面積呈正向訊號。

4.3 不同使用類型面積變化探討歷年各農地資源面積異動之因素

在農地資源面積盤點表格主要分類為三大類型：可供糧食生產土地、農業及農地資源、以及實際供農林漁牧休閒使用土地等三大類，依序說明不同使用類型面積變化造成這三類面積變化之因素。

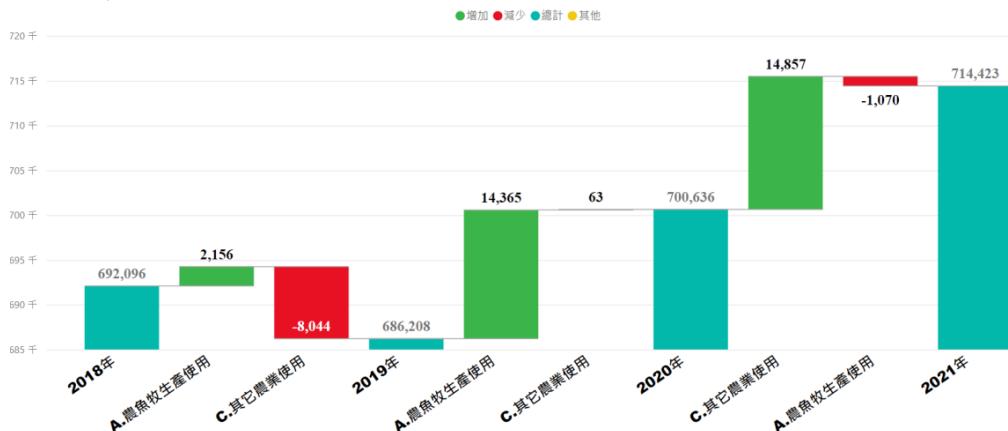


資料來源：本研究。

圖 5 歷年「農業及農地資源」主要使用類型面積變化圖

4.3.1 「可供糧食生產」使用類型面積變化因素之分析

「可供糧食生產」在使用類型面積四年間變動，如圖 6；自 2018 年至 2019 年在農漁牧生產使用面積有微幅增加 2,156 公頃（呈綠色部份），而在其它農業使用（如農村在生設施、農水路使用或休閒農場等）面積卻有明顯減少（呈紅色部份），約 8,044 公頃，致使 2019 年可供糧食生產面積較 2018 年減少至 68.6 萬公頃，呈現面積減少現象；由於 2019 年至 2020 年使農漁牧生產使用面積有明顯增加 1.4 萬公頃，達到 70.1 萬公頃，提升「可供糧食生產」面積成效顯著；在 2020 年至 2021 年間在農牧漁生產面積則有微幅減少 1,070 公頃，但在其它農業使用方面明顯增加 1.5 萬公頃，乃至 2021 年「可供糧食生產土地」淨面積達到 71.4 萬公頃。



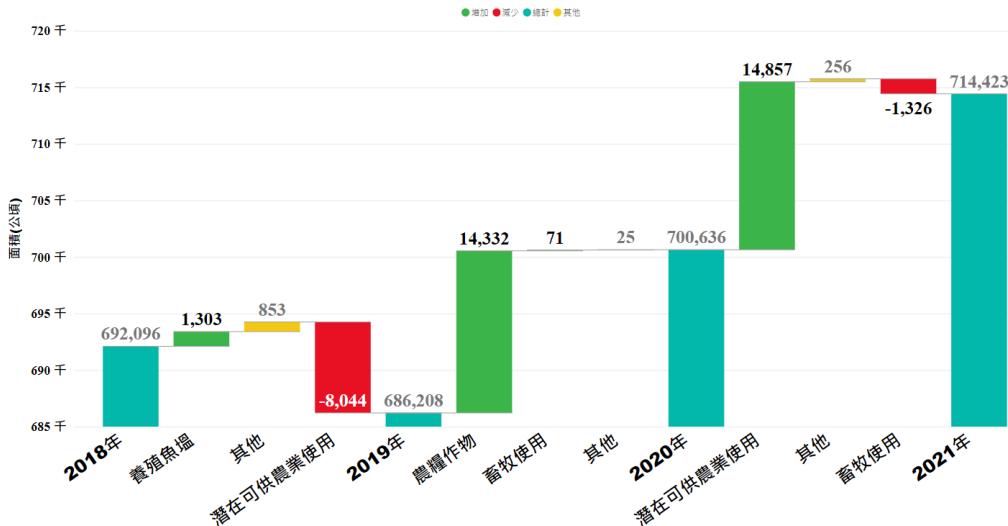
資料來源：本研究。

圖 6 「可供糧食生產土地」各使用類型群組之面積變化圖

在上圖 6 中依使用類型各群組檢視，為了解表格在各群組內細項使用面積之變化。自 2018 年至 2019 年在「潛在可供農業使用」面積下降 8,044 公頃（紅色部分），屬於造成面積減少之重要因素，如圖 7 所示；自 2020 年「潛在可供農業使用」面積則有大幅增加 1.5 萬公頃，乃至 2021 年使得可供糧食生產面積從 2020 年之 70.1 萬公頃，增加至 71.4 萬公頃，因此「潛在可供農業使用」面積為四年變動幅度較明顯，值得農政單位檢討「潛在可供農業使用」面積產生波動之原因，避免影響國內可供糧食生產面積減少。

4.3.2 依「農業及農地資源」使用類型面積變化分析

至於「農業及農地資源」使用類型面積變化，如圖 8 所示，在 2018 年至 2019 年以林業使用面積增加明顯，約 3.2 萬公頃，且在「容許非農業使用」和「其它農業使用」（如農村在生設施、農水路使用或休閒農場等）有大幅減少，約有 4.3 萬公頃（呈紅色部份），對農業面積使用呈正向效果；自 2019 年至 2020 年農漁牧生產使用和林業使用呈增加現象，分別增加為 1.5 萬和 3,824 公頃，且違法非農業使用面積呈下降，約 5,384 公頃，至使



資料來源：本研究。

圖 7 依「可供糧食生產」各使用類型細項之面積變化圖



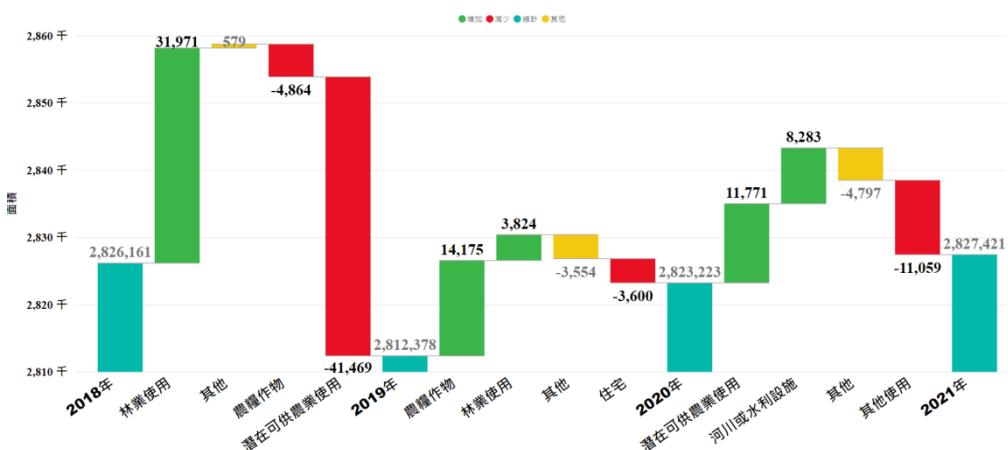
資料來源：本研究。

圖 8 依「農業及農地資源」使用類型群組之面積變化圖

2020 年農業及農地資源面積維持增加趨勢；從 2020 年至 2021 年，看出其它農業使用（如休閒農場或潛在可供農業使用等）增加了 1.1 萬；然而「容許非農業使用」面積也增加 6,984 公頃，成為農政單位須檢討問題；反而在

違法非農業使用面積（紅色部份）則呈減少了 9,540 公頃，因此截至 2021 年農業及農地資源淨面積為 282.7 萬公頃，維持上升的正向現象。

在上圖 8 中依「農業及農地資源使用」使用類型中群組檢視，若欲從細部檢視是那些細項造成面積變化，如圖 9 所示，因使用類型達 20 個細項，圖中僅列舉兩項重要項目，以利專注聚焦重要因素，至於其它 18 細項則歸列在「其它」項內。2018 年至 2019 年「林業使用」面積增加較多（綠色部份），約 3.2 萬公頃；「潛在可供農業使用」面積（紅色部份）則大幅減少 4.2 萬公頃，另有農糧作物面積亦減少 4,864 公頃，致使至 2019 年止面積遽降，使淨面積變為 281.2 萬公頃，較 2018 年 282.6 萬公頃有明顯下降 1.4 萬公頃；自 2019 年之後「農糧作物」（增加 1.4 萬公頃）和「林業使用」（增加 3,824 公頃）面積有逐漸回升，在 2020 年淨面積明顯增加為 282.3 萬公頃；至 2020 年之「農業及農地資源使用」土地面積由於「潛在可供農業使用」面積（增加 11,771 公頃）和「河川或水利設施」面積（增加 8,283 公頃）；但在其它使用類型共減少約 1.6 萬公頃，包括如違法非農業使用等，使 2021 年淨面積盤點約為 282.7 萬公頃，雖面積呈逐年增加趨勢，但近年來違法非農業使用確實有微幅上升，值得農政單位關注重視。

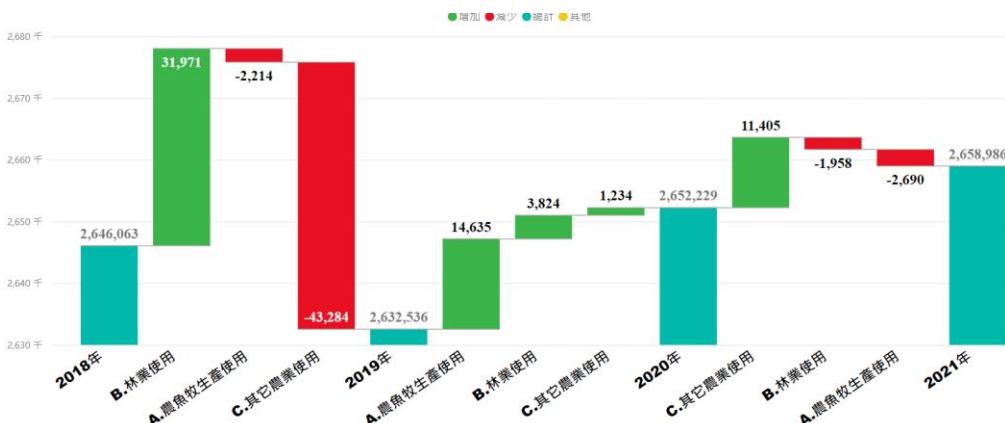


資料來源：本研究。

圖 9 依「農業及農地資源使用」各使用類型細項之面積變化圖

4.3.3 依「實際供農林漁牧休閒使用土地」類型農地面積變化之分析

在「實際供農林漁牧休閒」使用類型面積變化，如圖 10 所示，2018 至 2019 年期間在林業使用面積明顯上升，約 3.2 萬公頃，而在「農漁牧生產」呈稍減少 2,214 公頃，以及「其它農業使用」（紅色部份）則明顯減少 4.3 萬公頃，使 2019 年淨面積減少為 263.3 萬公頃，減少共 1.4 萬公頃；而 2019 年至 2020 年在農漁牧生產、林業使用和其它農業使用等類型均呈增加趨勢，別增加 1.5 萬、3,824 和 1,234 公頃，使 2020 年淨面積上升至 265.2 萬公頃；至於 2020 年至 2021 年間，在其它農業使用（如休閒農場或農村再生設施等）增加約 1.1 萬公頃；但林業使用和農漁牧生產使用等面積則呈微幅減少（紅色部份），分別減少 1,958 和 2,690 公頃；至 2021 年實際供農林漁牧休閒使用土地淨面積為 265.9 萬公頃，較 2020 年增加 6,757 公頃。

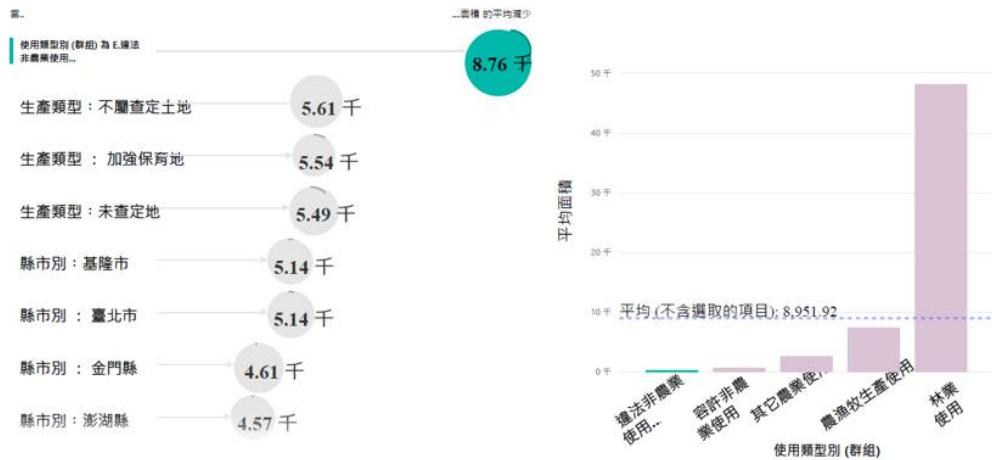


資料來源：本研究。

圖 10 依「實際供農林漁牧休閒使用土地」使用類型群組之面積變化圖

4.4 農地資源面積產生變化之關鍵影響因素分析

本單元欲了解導致農地面積減少之關鍵因素分析，透過 AI 檢視四年盤點資料，得到「違法非農業使用」為農地面積減少主要因素，如圖 11 所



資料來源：本研究。

圖 11 農地資源面積增減變化之關鍵影響因素分析圖

示；換言之，「違法非農業使用」四年農地面積平均為 8,755.2 公頃，較其它 4 種使用類型平均面積 8,951.92 公頃，少了 196.72 公頃，違法使用例如第 11 項至第 20 項之類型，包括農舍、住宅及疑似工廠等；以及「容許非農業使用」四年農地面積平均為 5,079.07 公頃，較其它使用類型平均面積 5,628.53 公頃，少了 549.47 公頃，例如道路或設施等使用，在這兩項的非農業使用面積有趨緩的好現象，但仍有改善空間。由上述結果顯示「違法非農業使用」和「容許非農業使用」成為農地面積減少關鍵因素之一若以生產類型而言，前三項包括「不屬查定土地」、「加強保育地」和「未查定地」等，四年平均面積分別為 5,606.44、5,536.02 和 5,491.08 公頃等，相較其它生產類型平均面積，分別少了 192.66、51.53 及 311.19 公頃等面積。再以縣市別分析農地面積減少的關鍵因素分析，以基隆市、台北市、金門縣及澎湖縣等四縣市亦成為農地面積減少之因素；其中基隆市減少 5,144.12 公頃，較其它 19 縣市（扣除基隆市）平均面積 5,310.20 公頃，少了 166.08 公頃；台北市四年平均農地面積為 5,138.77 公頃，較其它縣市（扣除臺北市）平均面積為

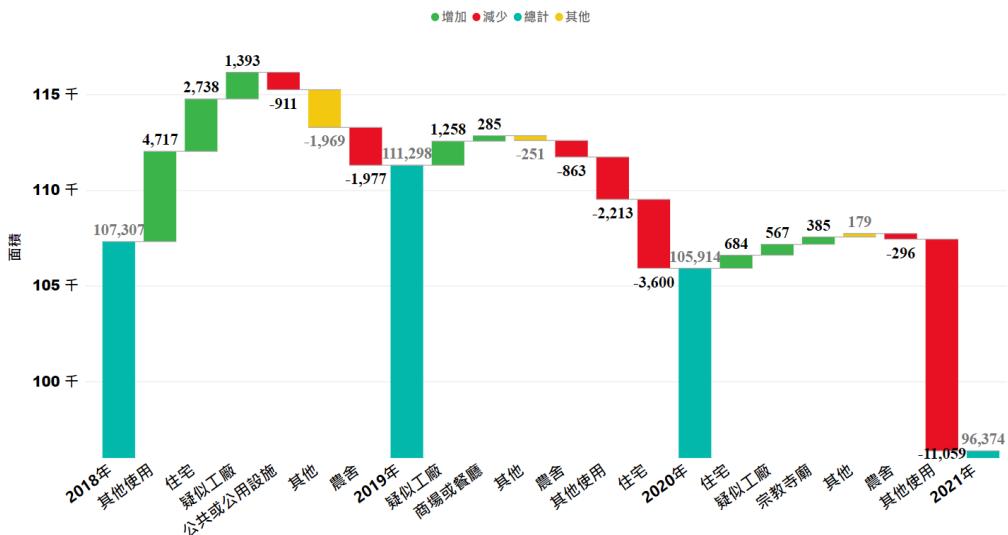
5,306.73 公頃，少了 166.96 公頃；金門縣平均面積 4,605.90 公頃，較其它縣市平均面積約 5,167.39 公頃，短少 561.49 公頃；而澎湖縣平均農地面積 4,565.40 公頃，較其它縣市平均面積之 5,162.99 公頃，短少約 597.39 公頃；上述結果顯示這些縣市的四年平均農地使用面積比其它縣市平均面積為少，成為農地面積縮小的關鍵影響因素，農政單位可以從這些縣市檢核是否有不適當使用，而造成農地面積減少原因。

4.5 農地資源的關鍵影響因素分析生產類型面積變化項目

從上述找出農地面積變動的關鍵影響因素後，接著針對農地面積有不當使用的因素再深入探討，才能找出造成面積減少之因素，由上一節得知「違法非農業使用」和「容許非農業使用」是農地面積減少的關鍵影響因素之一，因此本節乃針對此兩項再以瀑布圖探討面積變動根源。

4.5.1 農地資源關鍵影響因素中之「違法非農業使用」類型面積變化分析

「違法非農業使用」使用類型包括盤點表格中，自 11 項農舍至 20 項其它使用等 10 項，屬於非農業使用的土地。從「違法非農業使用」使用類型四年平均的面積呈下降趨勢，表示農地面積使用往正向發展；以圖 12 瀑布圖說明，自 2018 年面積為 10.7 萬公頃，至 2021 年明顯減少，致使淨面積達到 9.6 萬公頃，成效不錯；若以細部檢視 2020 年至 2021 年間，以第 20 項的「其它使用」面積（紅色部份）有明顯下降，減少了 1.1 萬公頃；但在住宅、疑似工廠及宗教寺廟等面積使用（綠色部份）卻呈現增加趨勢，這一年期間中分別增加 684、567 和 385 公頃，對於農地面積發展是呈負面，因此需農政單位未來須對這些項目應加強管制。



資料來源：本研究。

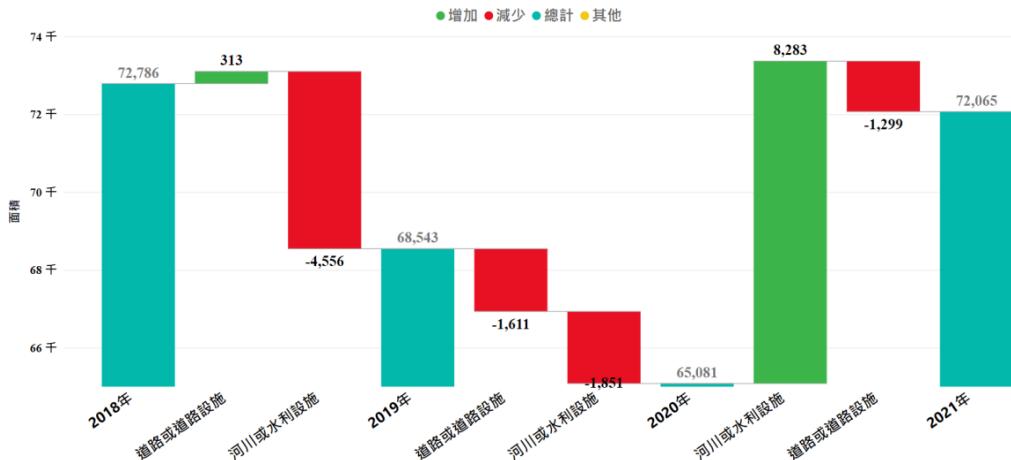
圖 12 依「違法非農業使用」使用類型面積變化之瀑布圖

4.5.2 農地資源關鍵影響因素中之「容許非農業使用」類型面積變化分析

「容許非農業使用」範疇包括道路或道路設施、以及河川或水利設施等兩項。若從「容許非農業使用」農地面積使用來看，如圖 13 所示；雖四年平均面積有趨緩現象，但仍可進一步檢視，以 2020 年至 2021 年面積變化來看，使用農地面積以河川或水利設施增加最為明顯，約為 8,283 公頃，使用於道路設施等面積卻有下降，減少了 1,299 公頃，至 2021 年淨面積明顯增加為 7.2 萬公頃，此面積的增加將對可使用農業面積產生衝擊，對於農地面積產生負面的影響，成為農政單位應重視的問題。

4.5.3 農地資源關鍵影響因素依縣市別使用類型面積變化之分析

從縣市別觀點來檢視農地面積變化，為何基隆市、台北市、金門縣及澎湖縣會成為面積變化之關鍵因素，其中那些使用面積產生明顯變化進行了解，以找出減少之根源加以防範。



資料來源：本研究。

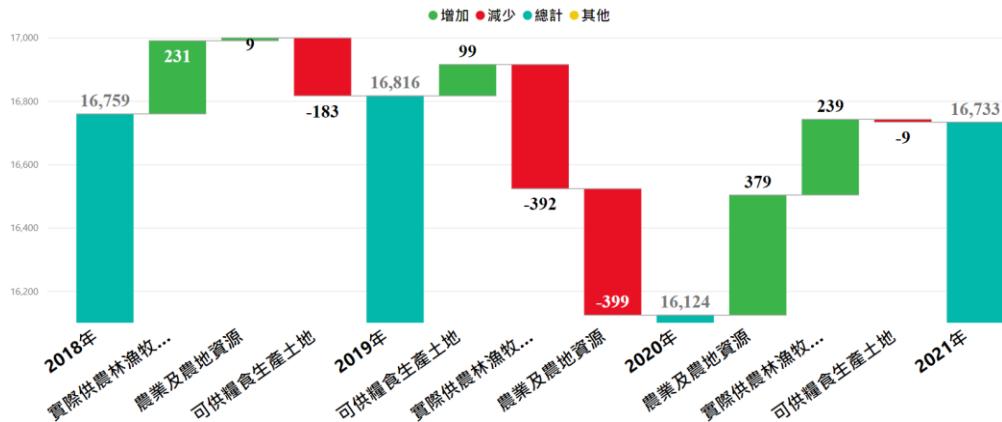
圖 13 依「容許非農業使用」使用類型面積變化之瀑布圖

4.5.3.1 基隆市農地使用類型面積變化之分析

在關鍵因素分析中得知有四縣市為影響因素，先以基隆市農地面積變動說明，圖 14 至圖 17 從三種農地資源分別分析。「可供糧食生產土地」自 2018 年至 2019 年減少約 183 公頃；自 2019 年至 2020 年則以「實際供農林漁牧休閒使用」和「農業農地資源」等來看，面積分別明顯減少了 392 和 399 公頃，乃至 2020 年整個基隆市明顯淨面積減少到 1.6 萬公頃，相較於 2019 年淨減少 692 公頃；而 2020 年至 2021 年「實際供農林漁牧休閒使用」和「農業農地資源」等面積有恢復上升，分別增加了 379 和 239 公頃，因此 2020 年淨面積增至 1.7 萬公頃。

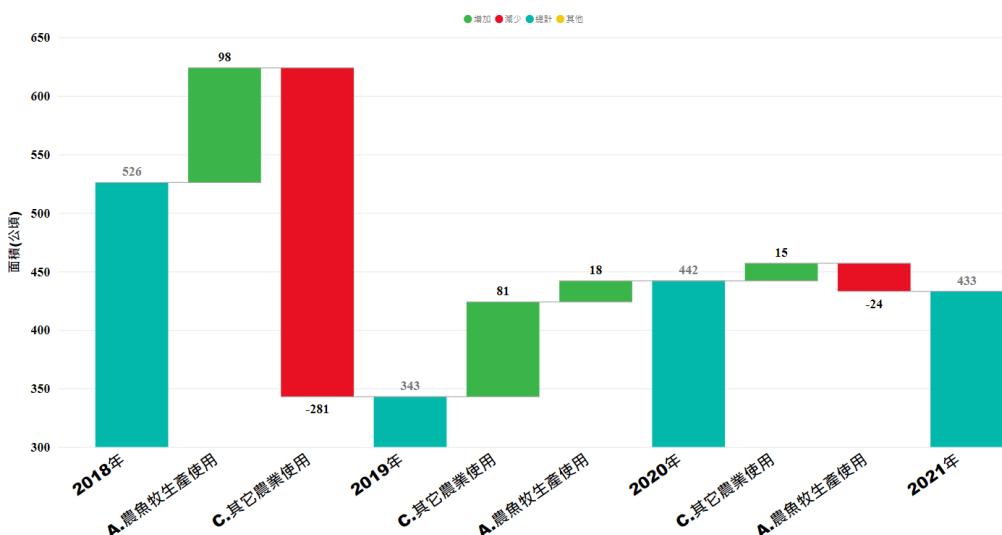
基隆市農地面積變化，本單元僅針對「可供糧食生產」使用類型加以分析，如圖 15。在 2018 年至 2019 年以「其它農業使用」類型面積（紅色部份，如潛在可供農業使用等）明顯減少 281 公頃，雖農漁牧生產面積是有增加 98 公頃，使得 2019 年「可供糧食生產」淨面積大幅減少到約 343 公頃；自 2019 年之後，盤點各使用類型漸有增加現象，至 2021 年淨面積維持在

433 公頃，除農漁牧生產面積稍減少 24 公頃外，未再出現「可供糧食生產」面積繼續減少現象。



資料來源：本研究。

圖 14 基隆市在農地資源依類型面積變化之瀑布圖

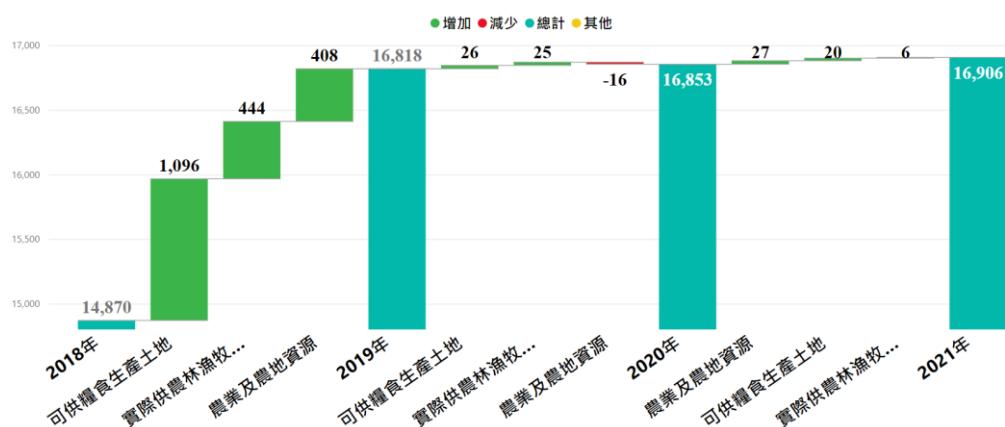


資料來源：本研究。

圖 15 基隆市在「可供糧食生產」依使用類型農地面積變化之瀑布圖

4.5.3.2 台北市農地使用類型面積變化之分析

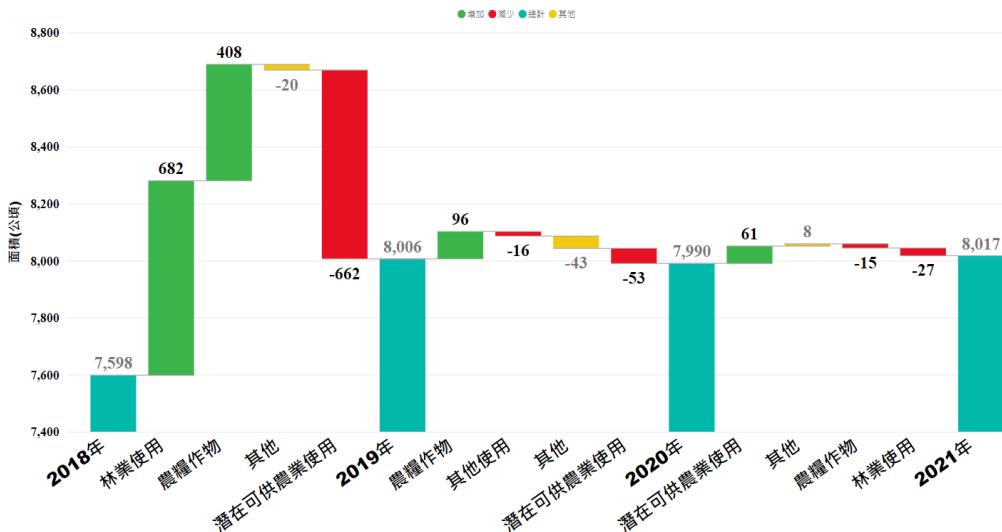
台北市在各種農地使用類型面積，除 2018 年有 1.49 萬公頃面積相對較少外，自 2019 年後各年淨面積變動似乎並不大，如圖 16。自 2019 年至 2021 年分別為 1.68 萬、1.69 萬和 1.69 萬公頃，3 年間農地面積無明顯大變化。



資料來源：本研究。

圖 16 台北市農地面積資源類型變化之瀑布圖

雖上圖 16 得知台北市農地資源總面積變化不大，若透過 AI 演算，深入探討不同使用類型之面積變動，發現歷年個別資源類型面積仍有些改變；首先以「農業及農地資源」使用類型面積之變化來看，如圖 17，2018 年面積為 7,598 公頃，較明顯變動是至 2019 年由於林業使用和農糧作物在農業及農地資源使用等面積有明顯增加，分別增加 682 和 408 公頃；然在潛在可供農業使用則有明顯減少，約 662 公頃，因此得到 2019 年淨面積為 8,006 公頃，截至 2021 年淨面積則約為 8,017 公頃。



資料來源：本研究。

圖 17 台北市在「農業及農地資源」使用類型面積變化之瀑布圖

V、結論

本研究利用農業部自 2018 年至 2021 年共 4 次農地資源盤點資料，透過智慧管理機制進行視覺化圖表分析，目的是欲透過視覺化易於檢視，發現國內農地資源或使用類型面積變化之問題，找出可供糧食生產重要資源面積變動原因。由於農地資源具有不可逆轉特性，因此需妥適維護，才能永續經營，確保國內糧食安全的水準，因此農地資源適當規劃與使用，成為國家安全的重要議題。

農業部歷年針對各縣市農地資源進行盤點，表格盤點數據詳細且複雜，若欲從表格數據發現面積變動之關鍵影響因素，確實有其困難度。本文利用跨領域廣泛使用之 Power BI Desktop 軟體智慧管理機制，找出農地資源變動原因。文中只要初次完成建模後，可依相同處理步驟，同時可套用於其它縣

市之數據，進行有意義的分析，瞬間查出類似的分析內容，未來農業部各年有相同表格盤點新數據，即可立即看出農地資源異常問題，因此本文主要貢獻是提供農政單位製作一套簡單檢核視覺化圖表，化繁為簡的監督方式，乃是智慧管理機制的最大優勢，達到國內農地資源有效管理。

本文研究目的欲瞭解農地資源歷年面積變化情形；農地資源面積在各種使用類型之分布佔比及變動情形；農地資源面積變化之關鍵影響因素，以及再探討關鍵因素造成面積變化之情形。在「可供糧食生產」面積 4 年來是呈增加現象，至 2021 年仍維持在 71.4 萬公頃，較農業部欲達糧食安全農地面積達 74 萬公頃水準，僅有 96%，勢必繼續提高生產面積為目標；在「實際供農林漁牧休閒使用」面積，自 2018 年起有逐年呈增加趨勢；至於「農業及農地資源」面積在 4 年間有微幅波動，但整體來看並不明顯，至 2021 年仍維持約在 283 萬公頃。

四年間農地資源在不同使用類型面積變動情形，結果發現「可供糧食生產」在 2018 年至 2019 年間的農漁牧生產使用面積有微幅增加；除「其它農業使用」（如潛在可供農業使用等）面積呈明顯減少外，其它使用類型自 2019 年之後仍以增加佔多數，致使 2021 年增加至 71.4 萬公頃，因此農政單位應可檢討「潛在可供農業使用」面積產生波動之原因，避免影響可供糧食生產面積減少。

「農業及農地資源」使用類型面積變化，主要是「容許非農業使用（如河川或水利設施等）和「其它農業使用」（如農村在生設施、農水路使用或休閒農場等）面積有大幅減少；且 4 年間也因「農漁牧生產使用」和「林業使用」面積有增加，且「違法非農業使用」（如農舍、住宅和疑似工廠等）面積也呈下降，對農地面積使用產生正向效果；但至 2021 年「容許非農業使用」的「河川或水利設施」又見增加 8,283 公頃，值得農政單位檢討。

至於「實際供農林漁牧休閒」使用類型面積變化，除在「其它農業使用」中的「潛在可供農業使用」面積有明顯減少外，其它使用類型則多數呈

上升趨勢，使 2021 年面積呈正向發展。

文中分析農地面積減少之關鍵因素，透過 AI 檢視資料，得到「違法非農業使用」（如農舍、住宅及疑似工廠等）和「容許非農業使用」（如道路或設施等使用）為農地面積減少的關鍵因素，雖然兩項在非農業使用面積的減少是好現象；但細項資料亦發現，在住宅、疑似工廠及宗教寺廟、以及河川或水利設施增加等使用類型面積仍出現增加現象，須持續監管。

在農地面積減少的關鍵因素分析中，AI 演算得知基隆市、台北市、金門縣及澎湖縣等縣市，4 年平均農地使用面積比其它縣市平均面積（排除該縣市所演算出面積）為少，成為農地面積減少的關鍵因素，因此可進一步檢視這四縣市農地面積使用情形，查出農地面積減少的真正原因。

由本研究智慧管理機制能深入使用類型盤點的細項原因，才能對症下藥，找出造成變動之源頭；同時只要建模完成，未來新數據加入，在瞬間即可看出資料內容之變動，不需重新建模，成為決策者一種快速又正確的決策參考工具。在農政單位面臨大數據時代，若能善用數據資料分析工具，不但提升工作效率，且能更深入發掘問題所在，是值得現代決策單位應重視之研究工具。

參考文獻

- 中央廣播電臺（2023）。農地不夠還種電？農業部：土地量可滿足糧安目標。取自：
<https://www.rti.org.tw/news/view/id/2172507>。
- 王金龍（2017）。校務發展與大數據分析，**資訊與教育**，182，5-66。
- 侯佳利、蔡小靖（2017）。應用資料視覺化工具分析大學生源之校務研究—以東華大學為例，第 28 屆國際資訊管理學術研討會論文集。
- 陳儼方（2021）。臺灣友善有機耕作面積占比衝全亞洲第一陳吉仲揭有機背後目的。取自 <https://www.agriharvest.tw/archives/65209>。
- 經濟部統計處（2023）。我國近5年再生能源裝置容量平均年增 21.9%，成長速度高於全球平均。取自：<https://reurl.cc/r69egZ>。
- 經濟部統計處（2023）。產業經濟統計簡訊。取自 <https://reurl.cc/r69egZ>。
- 農傳媒（2023）。臺灣友善有機耕作面積占比衝全亞洲第一 陳吉仲揭有機背後目的。取自：<https://www.agriharvest.tw/archives/65209>。
- 農業部（2023）。農業及農地資源盤查結果查詢圖台。取自：<https://map.moa.gov.tw/farmland/survey.html>。
- 農業部（2023）。農業統計視覺化查詢網。取自：https://statlearning.moa.gov.tw/aqsys_on/index.html。
- 謝邦昌、蘇志雄、蕭育仁、宋隆華（2021）。**Power BI 金融大數據分析應用**，台北市：碁峰資訊公司。
- Gartner (2023)。Microsoft named a Leader in the 2023 Gartner® Magic Quadrant™ for Analytics and BI Platforms。取自 <https://reurl.cc/prMREI>。

Analyzing the Influencing Factors of the Change of Farmland Resource Area through the Intelligent Management Mechanism

Jeun-Sheng Lin^{*}

Based on the inventory of farmland resources in various counties and cities from 2018 to 2021 by the Ministry of Agriculture, a total of 8 8 farmland inventory tables, and after consolidation, a visual chart of the whole of Taiwan and county and city data was established to try to find out the changes in farmland resources and the reasons for abnormal changes. The results showed that "food production" increased in the past four years, and the area "actually used for agriculture, forestry, fishery, animal husbandry, and leisure" increased year by year since 2018. As for agriculture and the area of agricultural land resources, there has been a slight change in the past four years, but the overall view is not apparent. Analyzing the critical factors of farmland area reduction, AI review data shows that "illegal non-agricultural use" (e.g., farmhouses, dwellings, and suspected factories, etc.) and "permissible nonagricultural use" (e.g., use of roads or facilities) are the critical factors in the reduction of farmland, which are positive. However, in-depth analysis includes an increase in the area of residential buildings, suspected factories, and religious temples, and the increase in rivers or water conservancy facilities. Critical factors in terms of counties and cities, such as Keelung City, Taipei City, Kinmen County, and Penghu County, have reduced the average area of agricultural land use in four years compared with the middle area of other counties and cities.

Keywords: Intelligent Management, Farmland Resource Area, Key Influencing Factors

JEL Classification: F62, M48, Q18

^{*} Professor, Department of Marketing and Distribution Management, and Continuing Education MS Program of Digital Marketing, National Pingtung University. E-mail: jxl6@mail.nptu.edu.tw.



都市居民面對氣候變遷之風險感知、環境態度、親環境行為及對集合住宅綠化願付價格之研究

李雋奕*、張伯茹**

現今為了緩解都市熱島，多數朝向建築綠化發展，實際綠化行為也考量到都市居民對於氣候變遷之風險感知，以及都市居民對於環境的態度，甚至是願意支付多少費用來進行對環境有益之行為。本研究問卷蒐集的方式，驗證氣候變遷之風險感知、環境態度、親環境行為及綠化願付價格之結構關係。研究結果顯示，都市居民對於氣候變遷之風險感知會正向影響環境態度；環境態度會正向影響親環境行為；風險感知會正向影響親環境行為；環境態度會正向影響綠化願付價格；親環境行為會正向影響綠化願付價格；並且，根據卡方檢定，分析人口統計變項與綠化願付價格之結果，除了不同的生理性別與綠化願付價格不具差異性，其餘不同年齡、不同居住時間、不同居住之行政區、不同居住家中具經濟能力人數比例、不同婚姻狀態、不同受教程度、不同家庭平均月收入、不同居住房屋平均月管理費、不同居住房屋管理委員會形式、居住房屋有無公共綠化、居住房

* 國立台灣大學園藝暨景觀學系研究所碩士班 Department of horticulture and landscape, National Taiwan University。

** 通訊作者：國立臺灣大學園藝暨景觀學系副教授 Department of horticulture and landscape, National Taiwan University。台北市基隆路 138 號 208 室。電話：(02) 33664864。E-mail: pojuchang@ntu.edu.tw。

投稿日期：2022 年 05 月 08 日；第一次修改日期：2022 年 08 月 05 日；
接受日期：2023 年 07 月 11 日。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 29:2(2023), 109-125。
社團法人臺灣農村經濟學會出版

屋公共綠化是否足夠，皆具有差異性。另外，建築綠化偏好的結果為大部分集合住宅的都市居民較偏好居住房屋建築的屋頂施作庭園型綠化，但是自家阳台較偏好盆鉢型綠化，而對於居住房屋建築的牆面綠化以及阳台的牆面綠化皆偏好活動式綠牆。

關鍵詞：風險感知、環境態度、親環境行為、建築綠化

JEL 分類代號：I12, I15

I、前言

氣候變遷已是近年來不斷被討論的全球議題，在都市中，因為都市的快速擴張（Almas, Rahim, Butt, & Shah, 2005）以及都市的人口增長（Desa, 2017），都加速了都市氣候變遷，尤其是氣溫升高的狀況，被認為是氣候變遷的主要現象之一（Hanberry, 2022; Lee et al., 2011），並且，預估到 21 世紀末，全球平均地表溫度可能上升 4.4 度（Krishnan et al., 2020）。都市地區氣溫變高時，會導致都市熱島（Urban Heat Island）的問題產生（Sheng, Tang, You, Gu, & Hu, 2017），都市熱島也存在嚴重的風險問題，像是人類的健康狀況，可能會增加疾病的發生率，甚至是死亡率（Li, Horton, & Kinney, 2013; Wu et al., 2014）。為了緩解都市熱島日益加劇，增加植栽的覆蓋會是一個相當好的策略（O'Malley, Piroozfar, Farr, & Pomponi, 2015），因為植栽可以透過蒸散作用，以及遮蔽效應來達到熱輻射能量的降低（Ng, Chen, Wang, & Yuan, 2012）。而快速發展的都市，往往皆沒有考慮到綠化重要性，導致密集的建築中沒有足夠的可綠化土地空間（Haaland & van Den Bosch, 2015），近年來各都市解決都市熱島的主要解決策略，也成為新的都市趨勢型態（Ling & Chiang, 2018）。垂直綠化不僅可以緩解都市熱島的加劇，對於整體環境、美學都會有正面的影響（Ahern, Cilliers, & Niemelä, 2013; Currie & Bass, 2008）。然而，在都市當中建立建築綠化，需要大量安裝成本以及維護成本（Manso, Teotónio, Silva, & Cruz, 2021; Riley, 2017），都市居民願意在自家住宅綠化並支付其費用，會是一重要之方法。因此，本研究探討都市居民對於氣候變遷及都市熱島風險感知與環境態度如何影響自家住宅綠化之親環境行為與願付價格。

風險感知概念為早期心理學所發展而來，而其包含兩種因素，第一，決定一結果的不確定性；第二，錯誤的決定所產生的嚴重後果（Bauer, 1960），是指人類對於各種風險的主觀感受與評估（Sullivan-Wiley &

Gianotti, 2017)。面對一可能產生之危害，像是氣候變遷，人類需要對這可能產生之風險而採取預防措施時，需要先了解其本身對於風險之感知程度 (Lindell & Perry, 2012)。而測量風險感知是具有重要性的，因為風險感知會影響人類採取之措施，更為關心所處環境風險議題之緩解行為，因此，風險感知會影響環境行為 (Lacroix & Gifford, 2018; Slovic, 2016)。而通常了解一地區人們之風險感知程度，會採取相關之綜合指數量表 (Sullivan-Wiley & Gianotti, 2017)，本研究採用「風險感知指數」，它是結合了九個變量所形成之量表，問項皆屬於全球氣候變遷等等 (Leiserowitz, 2006)。另外，風險感知與環境態度具有相關性 (Carlton & Jacobson, 2013; Stoutenborough & Vedlitz, 2014)。環境態度是指人類對於整體環境或是環境相關的事務上表達自我之看法，像是贊成或反對，喜歡或不喜歡之態度傾向 (Hwang, Kim, & Jeng, 2000)。近幾年，發表過的文獻當中，最常使用的環境態度量表就是由 Dunlap, Liere, Mertig, & Jones (Dunlap, Liere, Mertig, & Jones, 2000) 所發表的「新環境典範量表 The New Ecological Paradigm (NEP)」，並有相關研究證實其可以測量受訪者之環境態度，且該量表具有高度穩定性，適合作為研究工具的使用，本研究也使用此量表作為受測者測量之間項。而大部分的研究指出環境態度對於親環境行為是具有相關性的 (Weigel & Newman, 1976)，個人對一環境或是環境相關議題具有積極態度時，才比較會讓其產生負責任的環境行為 (Hwang et al., 2000; Kollmuss & Agyeman, 2002)。但是，也有少部分的研究認為附責任或是口頭上的承諾產生時，才會有親環境行為的產生 (Hwang et al., 2000)。

親環境行為是指當環境受到氣候變遷之影響時，人類為了緩解環境被破壞得更為嚴重，而需要改變往常的生活型態或是模式，並採取對於環境有利的行為 (張怡萱、林喻東、鄧書麟、劉癸君, 2011)，而本研究也採用此親環境行為量表以及其分類方式作為本研究之測量。而多數的研究認為，親環境行為是一種有利於社會的行為，使人可以更為積極為社會的環境進步 (Kasser, 2017; Wang, Gu, Jiang, & Sun, 2019)。因此，當個人感受到氣候變

遷的風險時，或是個人環境態度受到改變及環境受到威脅時，都會更願意採取親環境行為。換句話說，當風險感知提高時，會影響個人的環境態度，進而影響親環境行為；但是，風險感知的提高，也會直接影響親環境行為，因此本研究認為風險感知、環境態度及親環境行為可能存在中介關係。

親環境行為在本研究中為自宅建築綠化行為，建築綠化類型分為五種常見類型，屋頂花園、垂直綠化、陽台綠化、室內空間花園及室外空中花園（Raji, Tenpierik, & Van Den Dobbelen, 2015），而本研究僅針對台灣住宅普遍為集合住宅，並以可施作之屋頂綠化、垂直綠化及陽台綠化進行研究。根據 2016 高雄市政府工務局營管處之公開資訊進行問卷設計之內容，屋頂綠化分為三種，薄層型屋頂綠化、盆鉢型屋頂綠化及庭園型屋頂綠化，主要分為三點，其中兩點保含管理程度、可用植栽型式，皆是薄層型屋頂綠化最低，庭園型屋頂綠化最高，而所需要之施作費用為盆鉢型屋頂綠化最低；垂直綠化分為兩種，傳統綠牆及活動式綠牆，主要分為三點，包含管理程度、可用植栽型式、所需要之施作費用皆為傳統綠牆最低，活動式綠牆最高。Trivedi, Patel, and Savalia (2015) 在研究調查中得知，親環境行為與願付價格存在正相關性，並且可以藉由傳播或是教育來促使親環境行為的產生，進而提高人們對於其願付價格的意願或是多寡 (Tianyu & Meng, 2020)。本研究之研究目的為探討都市居民對於風險感知、環境態度、親環境行為以及綠化願付價格是否存在正向影響之關係。

II、研究方法

2.1 研究地點與抽樣實施

本研究以台北市為研究地點，並以台北市之居民為研究對象，以行政區為單位，達成各區域抽樣方法（楊宏仁、楊雪華、汪正中，2013）。並且以自己擁有之集合住宅，或是家人擁有之集合住宅，非租賃之台北市居民為研

究對象，皆須符合 18 歲以上之背景限制。本研究採用網路電子問卷方式施測，電子問卷以將訪問地提示或是問卷的標準化等項目結合進行抽樣調查 (Kiesler & Sproull, 1986)。本研究正式問卷發放時間為西元 2021 年 9 至 12 月。總問卷樣本數量為 1,028 份，有效問卷為 1,028 份。

2.2 研究工具

個人背景問項參照張怡萱等人（2011）探討新環境典範態度與負責任環境行為關係的題項為基礎，並且依據本研究所需之間項類型，進行部份修正調整，其主要目的為了解都市居民個人背景資訊以及現居房屋之相關概況，問項包含：性別、年齡、居住時間、婚姻狀況、教育程度、家庭平均月收入等等。另外，準確探究研究地區之居住房屋類型，並參照洪子茵與張金鶴（2002）研究所提及之台北市集合住宅的類型以及管理制度相關之類別，因此，問項包含：現在居住的房屋類型、現在居住的房屋管理委員會形式等等。

風險感知量表採用 (Leiserowitz, 2006) 建構出 9 個變量所構成之風險感知指數，其變量包含對於全球的氣候變遷相關之感知，也包含對於自我的生活水平發生變化之感知，如水資源短缺、嚴重疾病的機會提高等等，變量均屬於氣候變遷所帶來之風險感知，符合本研究欲探究都市居民之風險感知之基礎，故採用此問項作為風險感知量表之問卷。環境態度量表採用 Dunlap et al. (2000) 新環境典範量表 (NEP)，建構 15 個題項所構成，來衡量人對於環境的關注程度，其題項包含環境資源的有限性，像是人口的議題，又或是空間與自然資源的議題等等；也包含自然環境的控制性，像是人類可以控制自然，或是人類能不能運用至會讓地球用續利用等等。而其變量大致屬於氣候變遷之下，人們對於環境的態度，符合本研究欲探究都市居民之環境態度之基礎，故採用此問項作為環境態度量表之問卷。親環境行為量表用張怡萱等人（2011）共 20 個行為項目因子所構成，其中包含立法 / 法律行動，

問項皆關於環境相關的法律行動；說服行動，問項皆關於說服家人朋友在日常作一些對環境有益之行為；親身力行，問項皆關於平常從事之環保行為；消費行為，問項皆關於平常之綠色消費。而其變量大致屬於氣候變遷之下，人們的親環境行為，符合本研究欲探究都市居民之親環境行為之基礎，故採用此問項作為親環境行為量表之間卷。風險感知、環境態度與親環境行為量表皆採用李克特五點量表的計分方式給予評分，5 分為非常同意、4 分為同意、3 分為普通、2 分為不同意以及 1 分為非常不同意。

綠化偏好及願付價格採用高雄市政府工務局營管處（2016）公告之不同之綠化價格以及其相關特徵及施作價格，建築綠化之屋頂綠化包含薄層型屋頂綠化、盆鉢型屋頂綠化以及庭園型屋頂綠化；垂直綠化包含傳統綠牆以及活動式綠牆。而對於陽台綠化，以相對建築綠化之屋頂綠化及垂直綠化，轉換在陽台為平面綠化及垂直綠化（表 1）。受測者被詢問願意支付多少管理費來維護管理，以一千為一級距單位。

表 1 建築綠化之屋頂綠化類型表

類型	管理程度	可用植栽型式	施作費用（每平方公尺）
建築綠化之屋頂綠化 / 陽台綠化之平面綠化			
薄層型	較低	灌木、草花、草皮	約 4,500~5,000 元
盆鉢型	次低	常以農園型式呈現	約 4,000 元
庭園型	較高	小喬木、灌木及草花、草皮	約 6,000 元
建築綠化之垂直綠化 / 陽台綠化之垂直綠化			
傳統	較低	以爬藤植物為主	6,000~8,000 元
活動式	較高	容納植物容器或澆灌系統不同，可以細分為許多類型	9,000~10,000 元

註：資料來源：本研究統整。

2.3 資料分析

本研究利用 SPSS 25.0 版及 AMOS 26.0 版進行分析，藉以分析都市居民之社經背景之特性。本研究採用敘述性統計、信度分析、相關性分析、結構方程式，包含驗證性因素分析、配適度分析、路徑分析、路徑關係檢定、中介效果以及卡方檢定。

III、結果分析

本研究風險感知預測問卷 Cronbach's α 值為 0.84；環境態度預測問卷 Cronbach's α 值為 0.72；親環境行為預測問卷 Cronbach's α 值為 0.90。

本研究模型配適度分析統計檢定量分為絕對配適指標及增量配適指標。絕對配適指標分為四個部份，考慮模式複雜度後的卡方值 (χ^2/df) 為 1.61，符合 1 至 5 之間之標準 (Schumacker & Lomax, 2004)；配適度指數 (GFI) 為 0.91，符合大於 0.9 之標準 (Hu & Bentler, 1999)；調整後配適度指數 (AGFI) 為 0.96，符合大於 0.9 之標準 (Hu & Bentler, 1999)；近似方根誤差 (RMSEA) 為 0.07，符合小於 0.08 之標準 (McDonald & Ho, 2002)。增量配適指標分為三個部份，正規化為 1 之配適度指數 (NFI) 為 0.92，符合大於 0.9 之標準 (Bentler & Bonett, 1980)；非規模配適指數 (NNFI) 為 0.97，符合大於 0.9 之標準 (Bentler & Bonett, 1980)；比較配適度指數 (CFI) 為 0.94，符合大於 0.9 之標準 (李茂能, 2006)。

本研究之大致模型結構分為四個部份，風險感知、環境態度、親環境行為及綠化願付價格。風險感知構面包含大眾風險，因素負荷量為 0.77、自身風險，因素負荷量為 0.82，顯示在整個模型中，自身風險的構面貢獻大於大眾風險。環境態度構面包含環境資源有限，因素負荷量為 0.74、環境不可控制，因素負荷量為 0.59，顯示在整個模型中，環境資源有限是大於環境不可

控制。親環境行為構面包含立法 / 法律行動因素負荷量為 0.83、說服行動因素負荷量為 0.79、親身力行因素負荷量為 0.64、消費行動因素負荷量為 0.77，顯示在整個模型中，立法/法律行動是大於其他親環境行為的構面。本研究也加入綠化願付價格，分別為建築綠化願付價格、陽台綠化願付價格，共同加入整體模型進行路徑分析。而路徑分析結果也驗證研究假設符合預期，風險感知對於環境態度有正向影響、環境態度對親環境行為有正向影響、風險感知對親環境行為有正向影響、環境態度對建築綠化價格有正向影響、環境態度對陽台綠化價格有正向影響、親環境行為對建築綠化價格有正向影響、親環境行為對陽台綠化價格有正向影響（圖 1）。

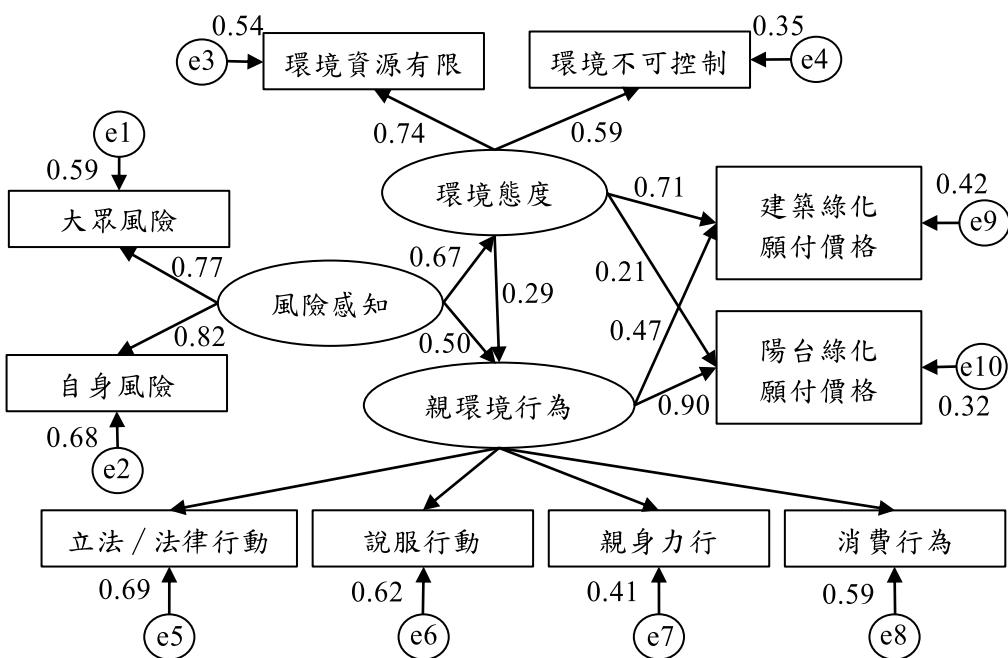


圖 1 路徑分析圖

IV、結論與建議

本研究主要探討風險感知、環境態度、親環境行為以及綠化願付價格之關係，並且提出五個研究假設。經由相關分析以及結構方程模型驗證，H1：都市居民之風險感知正向影響環境態度，如同 Susorova, Azimi, and Stephens (2014) 所提到，風險感知愈高，對於環境態度也就愈高；H2：都市居民之環境態度正向影響親環境行為，如同 Dunlap et al. (2000) 提到之新環境典範量表研究所提到個人對於環境態度積極時，會促使親環境行為的產生；H3：都市居民之風險感知正向影響親環境行為，如同 Lacroix and Gifford (2018) 提到，當個人遇到氣候變遷之風險感知愈高時，為了採取緩解環境惡化，而愈願意採取親環境行為；H4：環境態度正向影響綠化願付價格及 H5：親環境行為正向影響綠化願付價格，根據 Stern and Dietz (1994) 所提及環境態度與親環境行為在個人價值觀皆具有利他與利己的情況，而依循路徑分析，環境態度影響建築綠化願付價格相較陽台綠化價格顯著，推論可能受測者受到環境態度量表問項影響，問項多以增進公共利益為相關，因此，屬於公共利益為主要，建築綠化較具相關性；而親環境行為影響陽台綠化願付價格相較建築綠化嫁個顯著，推論可能受測者受到親環境行為量表問項影響，問項多以自身的親環境的經驗行為為主，因此，可能較以自身為出發點，而陽台綠化是在自家陽台，屬於自身利益為主要，陽台綠化較具相關性。

本研究在研究期間及經費等因素影響之下，存在可更盡完善之處，於本節列舉建議，提供後續研究者未來可探究之議題方向。第一，本研究研究方法為一系列量表問卷，從風險感知、環境態度、親環境行為，到最後的綠化願付價格，填答的方式一氣呵成，可能存在相互影響之因素，無法確保最後之綠化願付價格是否受到前三個量表問項影響。因此，若研究時間允許，可

以針對獨立問卷進行施測，可能會更為精確。第二，本研究所探討之建築綠化願付價格及陽台綠化願付價格，會受到受測者本身住宅條件影響，譬如建築外牆之施作面積，或是陽台可綠化之面積，會影為不同之情況，而填答的願付價格而可能存在落差性，除此之外，每棟大樓的新舊、屬性、居民經濟都不同，皆有可能影響願付價格。因此，可以將實際之房屋詳細條件納入問卷，可能可以使受測者可以更有想像空間，並增加居民經濟狀況的相關資訊，以讓研究者可以探討更為深入的綠化願付價格剖析。第三，本研究最主要多以量表進行測量，雖然這一方法是可以快速得到受測者大致上的感知、態度或是行為之想法，但忽略了更深一層之都市居民的實際想法。因此，可以將各量表增加一些開方性之質性訪談，更進一層去深入了解受測者之想法，進行更完整之議題探討。

參考文獻

- 李茂能 (2006)。結構方程模式軟體 *Amos* 之簡介及其在測驗編製上之應用：*An introduction to Amos and its uses in scale development: Graphics & Basic* (Vol. 32)：心理。
- 洪子茵、張金鶴 (2002)。台北市集合住宅管理維護模式之研究。*Journal of City and Planning*, 29 (3), 421-444。
- 張怡萱、林喻東、鄧書麟、劉癸君 (2011)。新環境典範態度與負責任環境行為關係之探討—以嘉義樹木園的遊客為例。*林業研究季刊*, 33 (2), 13-27。
- 楊宏仁、楊雪華、汪正中 (2013)。區域抽樣在調查研究上的應用。*調查研究一方法與應用*, 29, 105-121。
- Ahern, J., Cilliers, S., & Niemelä, J. (2013). The concept of ecosystem services in adaptive urban planning and design: Encouraging transdisciplinarity. *Landscape and urban planning*.
- Almas, A. S., Rahim, C., Butt, M., & Shah, T. I. (2005). *Metropolitan growth monitoring and land use classification using geospatial techniques*. Paper presented at the Proceedings of International Workshop on Service and Application of Spatial Data Infrastructure, Hangzhou, China.
- Carlton, S. J., & Jacobson, S. K. (2013). Climate change and coastal environmental risk perceptions in Florida. *Journal of environmental management*, 130, 32-39.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *psychometrika*, 16(3), 297-334.
- Currie, B. A., & Bass, B. (2008). Estimates of air pollution mitigation with green plants and green roofs using the UFORE model. *Urban ecosystems*, 11(4), 409-422.
- Desa, U. (2017). United nations department of economic and social affairs/population division (2009b): World population prospects: The 2008 revision. URL: <http://esa.un.org/unpp> (gelesen am 16, 2010. accessed: may 19).
- Haaland, C., & van Den Bosch, C. K. (2015). Challenges and strategies for urban green-

- space planning in cities undergoing densification: A review. *Urban Forestry & Urban Greening*, 14(4), 760-771.
- Hanberry, B. B. (2022). Global population densities, climate change, and the maximum monthly temperature threshold as a potential tipping point for high urban densities. *Ecological Indicators*, 135, 108512.
- Hwang, Y.-H., Kim, S.-I., & Jeng, J.-M. (2000). Examining the causal relationships among selected antecedents of responsible environmental behavior. *The journal of environmental education*, 31(4), 19-25.
- Kasser, T. (2017). Living both well and sustainably: a review of the literature, with some reflections on future research, interventions and policy. *Philosophical Transactions of the Royal Society A: Mathematical, Physical and Engineering Sciences*, 375(2095), 20160369.
- Kiesler, S., & Sproull, L. S. (1986). Response effects in the electronic survey. *Public Opinion Quarterly*, 50(3), 402-413.
- Krishnan, R., Sanjay, J., Gnanaseelan, C., Mujumdar, M., Kulkarni, A., & Chakraborty, S. (2020). *Assessment of climate change over the Indian region: a report of the ministry of earth sciences (MOES), government of India*: Springer Nature.
- Lacroix, K., & Gifford, R. (2018). Psychological barriers to energy conservation behavior: The role of worldviews and climate change risk perception. *Environment and Behavior*, 50(7), 749-780.
- Lee, X., Goulden, M. L., Hollinger, D. Y., Barr, A., Black, T. A., Bohrer, G., . . . Gu, L. (2011). Observed increase in local cooling effect of deforestation at higher latitudes. *Nature*, 479(7373), 384-387.
- Leiserowitz, A. (2006). Climate change risk perception and policy preferences: The role of affect, imagery, and values. *Climatic change*, 77(1), 45-72.
- Li, T., Horton, R. M., & Kinney, P. L. (2013). Projections of seasonal patterns in temperature-related deaths for Manhattan, New York. *Nature climate change*, 3(8), 717-721.
- Lindell, M. K., & Perry, R. W. (2012). The protective action decision model: theoretical

- modifications and additional evidence. *Risk Analysis: An International Journal*, 32(4), 616-632.
- Ling, T.-Y., & Chiang, Y.-C. (2018). Well-being, health and urban coherence-advancing vertical greening approach toward resilience: A design practice consideration. *Journal of Cleaner Production*, 182, 187-197.
- Manso, M., Teotónio, I., Silva, C. M., & Cruz, C. O. (2021). Green roof and green wall benefits and costs: A review of the quantitative evidence. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 135, 110111.
- Ng, E., Chen, L., Wang, Y., & Yuan, C. (2012). A study on the cooling effects of greening in a high-density city: An experience from Hong Kong. *Building and environment*, 47, 256-271.
- O'Malley, C., Piroozfar, P., Farr, E. R., & Pomponi, F. (2015). Urban Heat Island (UHI) mitigating strategies: A case-based comparative analysis. *Sustainable Cities and Society*, 19, 222-235.
- Raji, B., Tenpierik, M. J., & Van Den Dobbelsteen, A. (2015). The impact of greening systems on building energy performance: A literature review. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 45, 610-623.
- Riley, B. (2017). The state of the art of living walls: Lessons learned. *Building and environment*, 114, 219-232.
- Sheng, L., Tang, X., You, H., Gu, Q., & Hu, H. (2017). Comparison of the urban heat island intensity quantified by using air temperature and Landsat land surface temperature in Hangzhou, China. *Ecological Indicators*, 72, 738-746.
- Slovic, P. (2016). Understanding perceived risk: 1978–2015. *Environment: Science and Policy for Sustainable Development*, 58(1), 25-29.
- Stern, P. C., & Dietz, T. (1994). The value basis of environmental concern. *Journal of social issues*, 50(3), 65-84.
- Stoutenborough, J. W., & Vedlitz, A. (2014). The effect of perceived and assessed knowledge of climate change on public policy concerns: An empirical comparison. *Environmental Science & Policy*, 37, 23-33.

- Sullivan-Wiley, K. A., & Gianotti, A. G. S. (2017). Risk perception in a multi-hazard environment. *World Development*, 97, 138-152.
- Susorova, I., Azimi, P., & Stephens, B. (2014). The effects of climbing vegetation on the local microclimate, thermal performance, and air infiltration of four building facade orientations. *Building and environment*, 76, 113-124.
- Tianyu, J., & Meng, L. (2020). Does education increase pro-environmental willingness to pay? Evidence from Chinese household survey. *Journal of Cleaner Production*, 275, 122713.
- Trivedi, R. H., Patel, J. D., & Savalia, J. R. (2015). Pro-environmental behaviour, locus of control and willingness to pay for environmental friendly products. *Marketing Intelligence & Planning*.
- Wang, L., Gu, D., Jiang, J., & Sun, Y. (2019). The not-so-dark side of materialism: can public versus private contexts make materialists less eco-unfriendly? *Frontiers in Psychology*, 10, 790.
- Weigel, R. H., & Newman, L. S. (1976). Increasing attitude-behavior correspondence by broadening the scope of the behavioral measure. *Journal of personality and social psychology*, 33(6), 793.
- Wu, J., Zhou, Y., Gao, Y., Fu, J. S., Johnson, B. A., Huang, C., ... Liu, Y. (2014). Estimation and uncertainty analysis of impacts of future heat waves on mortality in the eastern United States. *Environmental health perspectives*, 122(1), 10-16.

A study in climate change research: Risk Perception, Environmental Attitude, Pro-environmental Behavior, and Willingness to Pay for Greening of Congregate Housing of Urban Residents

Jyun-Yi Lee^{*}, Po-Ju Chang^{**}

Today, most urban developments are oriented towards green buildings to alleviate the urban heat island effect. Actual greening efforts consider urban residents' perception of climate change risks, their attitudes towards the environment, and even how much they are willing to pay for environmentally beneficial actions. The data collected in this study through questionnaires verify the structural relationships between climate change risk perception, environmental attitudes, pro-environmental behavior, and the willingness to pay for greening. The research results show that urban residents' perception of climate change risks positively influences environmental attitudes. Environmental attitudes have a positive impact on pro-environmental behavior. Risk perception positively affects pro-environmental behavior. Environmental attitudes positively affect the willingness to pay for greening, and pro-environmental behavior positively influences the willingness to pay for greening.

Additionally, based on chi-square tests analyzing demographic variables and the willingness to pay for greening, it is found that apart from no significant differences between different genders and the willingness to pay

* Master's program in the Department of Horticulture and Landscape Architecture, National Taiwan University.

** Corresponding author: Associate Professor in the Department of Horticulture and Landscape Architecture, National Taiwan University.

for greening, other factors such as age, length of residence, administrative district of residence, the proportion of economically capable individuals in the household, marital status, education level, average monthly household income, average monthly maintenance fees for residence, the form of residence's management committee, the presence of public greenery in residence, and whether the public greenery in the residence is sufficient, all exhibit significant differences. Furthermore, the preferences for building greening indicate that most urban residents in collective housing prefer rooftop gardens on their residential buildings, but they prefer potted plants on their balconies. Regarding wall greening on residential buildings and balcony wall greening, there is a preference for active green walls.

Keywords: Risk Perception, Environmental Attitudes, Pro-environmental Behavior, Building Greening

JEL Classification: I12, I15



Taiwanese

Agricultural Economic Review

Volume 29 Number 2 (December 2023)

CONTENTS

Modeling Import Demand for Apple in Taiwan <i>Yu-Hui Wang, Chih-Fan Chiang, Tsung-Chi Chen and Kuo-I Chang</i>	1
An Analysis of Organic Rice Productive Efficiency and Benchmark Farm Management <i>Biing-Wen Huang, Shiow-Ing Lin, Yong-Huei Tsai, Wen-Chu Liao, Yu-Xuan Zhang and Han-Yu Lai</i>	47
Analyzing the Influencing Factors of the Change of Farmland Resource Area through the Intelligent Management Mechanism <i>Jeun-Sheng Lin</i>	79
A study in climate change research: Risk Perception, Environmental Attitude, Pro-environmental Behavior, and Willingness to Pay for Greening of Congregate Housing of Urban Residents <i>Jyun-Yi Lee and Po-Ju Chang</i>	109





