

農業直接給付政策下 農民土地利用決策之研究

廖述誼*、林信維**、柳婉郁***

鼓勵落實農地農耕是我國農業直接給付政策的目標之一；而達成該政策目標的關鍵，在於休耕農民是否會受到直接給付措施之影響而改變農地利用型態。本研究透過問卷蒐集復耕意願資料，並依據理論模型建立復耕稻作及其他作物與風險溢價（risk premium，簡稱 RP）之分配，並以該分配進行實證分析。本研究之實證結果顯示，當給付金額為每公頃每期作 25,000 元，休耕轉稻作及休耕轉其他作物之邊際面積增加百分比將達到最大，分別為 0.207% 及 0.165%，總計約有 5.253% 之休耕農地會因農業直接給付措施而改變農地利用型態。對非基期年資格農地而言，在農業環境基本給付措施下，給付金額標準為每分地每期作 500 元；復耕的累計面積百分比則約為 0.046%。本研究認為，農業環境基本給付措施對於鼓勵農地農耕之政策目標可達一定效果。本研究建議，若欲有效的防止農地棄耕及棄耕農地違規使用，政府得斟酌調整提高農業環境基本給付，同時加強查緝，並提高強制拆除地上物的效率，才能有效遏阻違規使用亂象，減緩優良農地的流失，維護我國珍貴的農地資源。

關鍵詞：直接給付、農業環境基本給付、農地農用

JEL 分類代號：Q51, Q57

* 國立中興大學農業暨自然資源學院應用經濟學系專任教授。

** 國立臺灣大學農業經濟學系博士。

*** 國立中興大學農業暨自然資源學院森林學系專任教授，本文聯繫作者。E-mail: wyliu@nchu.edu.tw。本文承蒙行政院農業委員會研究計畫之補助（109 農科-5.1.3-企-Q3），謹致謝忱。文中若有任何疏失之處，均屬作者之責任。

投稿日期：2021 年 4 月 26 日；第一次修改日期：2021 年 9 月 18 日；第二次修改日期：2021 年 11 月 10 日；接受日期：2021 年 12 月 12 日。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 27:2(2021), 61-100。

臺灣農村經濟學會出版

I、前言

為實現世界貿易組織 (World Trade Organization, 以下簡稱 WTO) 對市場開放與削減境內支持之承諾, 並保障農民收入, 我國自 1998 年起持續推動農業政策改革; 而其中, 削減農業境內支持, 並將既有的價格支持措施 (雜糧與稻穀保證價格收購措施) 轉變成與市場脫鉤的直接給付措施, 是過去 20 年間我國農業改革的重要議題。我國的雜糧保價收購措施已於 2013 年正式終止; 然而, 在稻穀保價收購措施的部份, 由於影響層面甚大, 因此相關的政策改革進程相對緩慢。直到 2018 年, 行政院農業委員會實施「對地綠色環境給付計畫」, 而該計畫中的「稻作直接給付與公糧保價收購」雙軌並行制, 作為輔導稻農, 使稻農降低對於保價收購依賴的重要政策措施, 亦為針對稻穀保價收購改革的第一步。此後, 行政院農業委員會進一步於 2020 年, 在「對地綠色環境給付」計畫之下推動「農業環境基本給付」措施, 實現不限特定作物且與市場脫鉤的基本直接給付措施 (註 1)。

其中, 農業環境基本給付其政策目的為鼓勵落實農地農耕、重視農地多元價值, 以及照顧農民; 而其適用對象、政策目的與完全脫鉤的方式, 亦為我國最接近歐盟單一給付或基本給付之政策措施。然農業直接給付措施是否會影響休耕農民的農地利用型態, 是達成「鼓勵落實農地農耕」政策目標的關鍵。自歐盟實施單一給付以來, 以歷經將近 20 年, 然我國的農業環境基本給付才剛實施, 國內相關的研究付之闕如。而本研究之研究目的即為探討完全脫鉤的農業直接給付 (主要針對農業環境基本給付) 對於國內農業土地利用型態之影響。

在過去相關的文獻中, 探討給付措施對於農地利用型態影響的文獻主要集中在歐美地區, 相關文獻通常對應著歐盟共同農業政策的改革, 或是美國農業法案的改革。例如在 2013 年的共同農業政策改革前後, Uthes et al. (2011)

即透過農業政策模擬器 (agricultural policy simulator, 簡稱 AgriPoliS) 和農業生態館裡多目標決策支持工具 (multi-objective decision support tool for agro-ecosystem management, 簡稱 MODAM) 之整合, 模擬取消直接給付措施對於德國、丹麥、義大利與波蘭特定區域之影響農業經濟、社會與環境的影響。同樣的, Renwick et al. (2013) 亦透過歐盟的共同農業政策區域影響模型 (common agricultural policy regionalized impact, 簡稱 CAPRI) (歐盟地區具有空間資訊的部分均衡模型) 與預測土地利用變化的空間動態模型 (Dyna-CLUE 模型) 的整合, 評估當歐盟取消共同農業政策中第一支柱金 (直接給付) 後, 對於農地使用或農地廢棄的影響。而 Goodwin and Mishra (2006) 則是對應美國 1996 年的農產品市場轉型法 (Agricultural Market Transition Act, 以下簡稱 AMTA), 以及 2002 年農場安全與鄉村投資法案 (Farm Security and Rural Investment Act) 之改革下, 使用計量模型探討 AMTA 給付與市場損失援助給付 (market loss assistance payments) 對於玉米、大豆與小麥種植面積與產量的影響。

在過去的文獻中, 評估給付措施對於農地利用型態影響有數種常見的實證研究方法, 包括: 數學規劃模型 (主要是部分均衡模型, 尤其是歐盟 CAPRI 模型, 亦有部分可計算一般均衡模型) (Renwick et al., 2013; Ahmadi, Shrestha, Thomson, Barnes, & Stott, 2015; Gocht et al., 2017; Brady et al., 2017; Milczarek-Andrzejewska, Zawalinska, & Adam, 2018; Cortignani & Dono, 2018)、主體模擬模型 (Agent-Base 模型) (Uthes et al., 2011; Brady et al., 2017) 與計量模型 (Goodwin & Mishra, 2006; Shin & Kim, 2020; Takayama, Hashizume, & Nakatani, 2020)。其中, 數學規劃模型與主體模擬模型對於基本設定與相關的參數設定相對敏感; 其通常會隨著分析尺度與最小單位的差異, 以及一些其他細小設定的差異, 使模擬結果產生巨大的影響。因此, 過去相關的文獻中, 即使是針對同一個政策方案進行模擬, 但得到的結果往往會因這些參數設定而具有明顯的差異。因此, 為了克服上述缺

點，本研究擬採用由下而上模型（bottom-up model）分析方法；以農民的復耕決策為根本，透過問卷蒐集農民將休耕地復耕的經濟相關因素，藉以估計在完全脫鉤的情況下，不同的農業直接給付金額下，農民將休耕地復耕之面積。

為達成該研究目的，本研究以休耕農民的角度，建立農業直接給付對農地利用型態影響之經濟理論模型並進行分析，再透過問卷調查方法蒐集實證資料。最後，以前述實證資料為基礎，估計風險溢價與休耕面積比例的分配，並由該分配分析不同給付金額之下，農民由休耕轉作稻作及其他作物的機率。本文分為六個部分，第一部分為前言；第二部分為回顧世界各國與我國當前的農業直接給付政策；第三部分為理論模型；第四部分為研究方法；第五部分為實證分析；第六部分為結論與建議。

II、農業直接給付政策改革

為實現關稅暨貿易總協定（General Agreement on Tariffs and Trade，簡稱 GATT）烏拉圭回合談判及 WTO 農產貿易談判之承諾，美國、歐盟與日本等先進國家於 1990 年至 2010 年間，紛紛將國內與市場相關的琥珀色措施進行脫鉤化，將其轉變成直接給付政策（屬於藍色措施或綠色措施），以降低農業的境內總支持（柳婉郁、廖述誼，2020）。

其中，美國先後於 1996 年聯邦農業改進與改革法案（Federal Agriculture Improvement and Reform Act of 1996）、2002 年的農場安全與農村投資法案（Farm Security and Rural Investment Act of 2002）與 2008 年的食品、保護與能源法案之中（Food, Conservation, and Energy Act of 2008），實施了生產彈性契約給付（production flexibility contract，簡稱 PFC）（其於 2002 年改制為美國的直接給付）、反循環給付（counter cyclical payments，簡稱 CCP）與平均收入選擇計畫（average crop revenue election program，簡

稱 ACRE)。而前三者分別屬於限定作物類別的固定給付、價差給付與收入差額補貼，因而並不屬於綠色措施（green box）的範圍。

歐盟則於 1992 年實施麥克雪利改革法案（MacSharry Reform），調降農產干預價格，降低價格支持水準，引入直接給付措施（面積給付，area payment）來補償農民收入的損失。但由於其為限制產量的農業補貼，不屬於綠色措施，而是作為藍色措施（blue box），進而排除在後續的農業談判之削減目標之列。歐盟政府於 2003 年，在「2000 年議程（Agenda 2000）」的基礎上，實施以「完全脫鉤（full decoupling）」為原則之單一給付方案（single payment scheme，簡稱 SPS）。並於 2008 年針對 2004 以後才加入歐盟的中歐與東歐國家，提出單一給付方案的簡化版本－單一區域給付（single area payment）（柳婉郁、廖述誼，2020）。

日本在 1990 年至 2010 年間的農業直接給付政策改革則較為頻繁且複雜。日本於 1995 年初廢除糧食管理法，同時實施「主要糧食供需與價格穩定法」放寬對稻米價格與數量的控制，將政府收購糧食的目的限定為必要儲備，而非維持米價；並於 1998 年進一步推動「新稻米政策大綱」與「稻米經營安定政策」，取消對稻米的政策性價格干預，將稻米價格支持轉為「限制生產計劃下的直接給付」（吳佳勳，2008），而此亦為日本土地利用型農業直接給付制度之始。而日本後續的直接給付政策改革雖然複雜，但除了「坡地與山區農家直接給付」、「環境友善農業直接給付」、「改善資源給付」與「農地維持給付」等直接給付措施，大多皆屬於限定作物類別之藍色措施。

但在 2010 年以後（主要是 2014 年以後），各國相關的農業政策改革開始有不同的發展。美國聯邦政府在財政赤字的壓力，以及與農產貿易相關的爭議下，其於 2014 年 2 月 17 日通過新的農業法案「聯邦農業改革與風險管理法」，中止或修改過去多項過去被證明具有爭議、造成實質或潛在貿易糾紛來源之農業補貼計畫，包括對於農作物生產的直接給付、反循環補貼、平均作物收入計畫、對於乳品的支持計畫、對於棉花的補貼計畫。取而代之的是

增訂與強化相關的農業保險制度，如價格損失保險 (price loss coverage, 簡稱 PLC)、補充保險選擇權 (supplementary coverage option, 簡稱 SCO)、累積收入保護計畫 (stacked income protection plan, 簡稱 STAX)、傳統的作物保險。日本政府亦為解決沉重的農業財政負擔，於 2014 年針對「經營所得安定對策」及其相關農業政策展開新的改革，逐年終止過去的部分政策措施：其中，米價變動補償給付於 2014 年終止，而稻米直接給付的部分，其給付金於 2014 年減半，並於 2018 年終止。「旱作物直接給付」、「水田活化直接給付」與相關的加給措施得予以保留 (柳婉郁、廖述誼，2020)。

歐盟的狀況則與美國及日本的狀況有較大的差異。其於 2014 年以後的改革，仍保有直接給付—基本給付 (basic payment) 與單一區域給付 (single area payment)；但卻透過綠色給付 (greening payment) 以及過去所訂定的交叉遵守規範，將原先作為以農民所得保護網作為主要目的的直接給付措施，賦予更多農業永續發展與環境友善的政策意涵。

我國為因應 WTO 之農業直接給付改革雖於 1997 年就開始進行，但相對於美國、歐盟與日本，後續的步伐較為緩慢。我國於 1997 年推動水旱田利用調整計畫 (及其後續計畫)，取代原先之稻米生產及稻田轉作計畫，將稻米減產的重心，由指定作物項目的稻田轉作補貼 (屬於琥珀色措施)，轉為休耕補貼，並逐步削減對於雜糧與甘蔗的保價收購數量；稻穀保價收購制度則持續維持。

而在 2007 年全球糧食危機發生後，我國開始重新審視糧食安全政策目標及農地的使用情況，並檢討過去的休耕政策；政策方針亦由過去的休耕減產，轉變成休耕田活化利用。優渥的休耕獎勵使大量稻田閒置，墊高地租水準，並使得農作意願低落的農民，不願意釋出或出租農地 (陳昱安，2017)。因此，我國政府於 2009 年的水旱田利用調整後續計畫中加註「活化休耕田」，並實施鼓勵復耕、縮限休耕補貼之相關措施。而為使稻農擺脫對於稻穀保價收購的依賴，我國政府於 2018 年實施稻穀保價收購與稻作直接

給付雙軌並行制，使符合資格的稻農可以選擇申報公糧稻穀保價收購，亦能選擇不繳交公糧而領取稻作直接給付，並將收穫之稻穀銷售至市場。而為鼓勵農地農用，其金額為第一期作每公頃 1.35 萬元，第二期作每公頃一萬元。我國進一步於 2020 年推動農業環境基本給付，實現不限特定作物且與市場脫鉤的直接給付－農業環境基本給付。其給付條件為符合農地維持農糧作物生產，包括水稻、蔬菜、水果、設施栽培花卉、飼料作物、特用作物等皆符合農糧作物資格。金額為每一期每公頃五千元。而 2021 年開始，實施「稻作四選三」政策，即 2022 年開始。往前前三個期作須有一個期作為轉作、生產環境維護措施（翻耕、綠肥）、自行復耕非水稻作物或停灌補償，才可申請繳交公糧及稻作直接給付。

III、理論模型

本研究之理論模型乃基於農民是否休耕的決策行為。在現行國內「對地綠色環境給付計畫」規範之下，若農民從事稻作，可選擇直接給付或保價收購；而若農民從事種植具競爭力轉（契）作物，則可享有作物獎勵。假設農民從事農作物生產活動或進行農地生產環境維護（休耕）的決策主要受到生產利潤的影響；而本研究即透過對各類生產活動的利潤之比較，分析農業直接給付對農地利用型態可能造成之影響。根據國內現行農業直接給付及作物獎勵措施，可將農作物區分為（1）稻作；（2）具競爭力轉（契）作物；（3）其他作物及大宗蔬菜、大蒜、果樹類、花卉等三大類，茲將農民選擇種植不同農作物或休耕之單位面積利潤函數分述如下：

3.1 稻作

當農民種植稻作時，其單位面積利潤函數會因選擇作物獎勵直接給付或

作物保價收購而有所不同；此外，第一期與第二期之作物獎勵直接給付金額亦不相同，因此必須將利潤函數區分為兩期。

3.1.1 第一期農作利潤函數

1. 當農民選擇作物獎勵直接給付時如式(1)。

$$\pi_{1d}^1 = P_1(1-\alpha_1)\theta_1L + s\alpha_1L + r_1(1-\alpha_1)L + e(1-\alpha_1)L - C_1(1-\alpha_1)L \quad (1)$$

2. 當農民選擇作物保價收購時如式(2)。

$$\pi_{1m}^1 = P_1(1-\rho_1)(1-\alpha_1)\theta_1L + \bar{P}_1\rho_1(1-\alpha_1)\theta_1L + s\alpha_1L + e(1-\alpha_1)L - C_1(1-\alpha_1)L \quad (2)$$

茲將上述方程式中之變數及參數意義說明如下： π_1 為第一期農作生產利潤； P_1 為第一期農作物價格； L 為耕地面積； \bar{P}_1 為第一期農作物保價收購價格； C_1 為第一期農作物每單位面積生產成本； θ_1 為第一期農作物每單位面積產量； α_1 為第一期休耕面積比例； ρ_1 為第一期農作物繳交保價收購比例； s 為每單位面積休耕生產維護獎勵； r_1 為第一期每單位面積作物獎勵； e 為每單位面積農業直接給付。當 $\alpha_1=0$ 時，第一期農作利潤函數可以分別改寫如式(3)與式(4)。

3. 當農民選擇作物獎勵直接給付時

$$\pi_{1d}^0 = P_1\theta_1L + r_1L + eL - C_1L \quad (3)$$

4. 當農民選擇作物保價收購時

$$\pi_{1m}^0 = P_1(1-\rho_1)\theta_1L + \bar{P}_1\rho_1\theta_1L + eL - C_1L \quad (4)$$

3.1.2 第二期農作利潤函數

5. 當農民選擇作物獎勵直接給付時如式(5)與式(6)。

$$\pi_{2d}^1 = P_2(1-\alpha_2)\theta_2L + s\alpha_2L + r_2(1-\alpha_2)L + e(1-\alpha_2)L - C_2(1-\alpha_2)L \quad (5)$$

6. 當農民選擇作物保價收購時

$$\pi_{2m}^1 = P_2(1-\rho_2)(1-\alpha_2)\theta_2L + \bar{P}_2\rho_2(1-\alpha_2)\theta_2L + s\alpha_2L + e(1-\alpha_2)L - C_2(1-\alpha_2)L \quad (6)$$

茲將上述方程式中之變數及參數意義說明如下： π_2 為第二期農作生產利潤； P_1 為第二期農作物價格； L 為耕地面積； \bar{P}_2 為第二期農作物保價收購價格； C_2 為第二期農作物每單位面積生產成本； θ_2 為第二期農作物每單位面積產量； α_2 為第二期休耕面積比例； ρ_2 為第二期農作物繳交保價收購比例； s 為每單位面積休耕生產維護獎勵； r_2 為第二期每單位面積作物獎勵； e 為每單位面積農業直接給付。當 $\alpha_2 = 0$ 時，第二期農作利潤函數可以改寫如式 (7) 與式 (8)。

7. 當農民選擇作物獎勵直接給付時

$$\pi_{2d}^0 = P_2\theta_2L + r_2L + eL - C_2L \quad (7)$$

8. 當農民選擇作物保價收購時

$$\pi_{2m}^0 = P_2(1-\rho_2)\theta_2L + \bar{P}_2\rho_2\theta_2L + eL - C_2L \quad (8)$$

此外，為了符合休耕生產維護獎勵每年僅限一次之原則， $0 \leq \alpha_1 + \alpha_2 \leq 1$ ，亦即第一期休耕面積百分比加上第二期休耕面積百分比必須小於等於 100%。

根據上述之農作利潤函數可以進一步推導出農地是否決定休耕之利潤差異函數如下：

3.1.3 第一期農作利潤差異函數

9. 當農民選擇作物獎勵直接給付時如式 (9)。

$$\pi_{1d}^0 - \pi_{1d}^1 = \alpha_1 (P_1 \theta_1 + r_1 + e - s - C_1) L \quad (9)$$

10. 當農民選擇作物保價收購時如式(10)。

$$\pi_{1m}^0 - \pi_{1m}^1 = \alpha_1 (P_1 (1 - \rho_1) \theta_1 + \bar{P}_1 \rho_1 \theta_1 + e - s - C_1) L \quad (10)$$

將上述函數取期望值之後，可以推導出第一期農作期望利潤差異與休耕面積比例間之關係：

11. 當農民選擇作物獎勵直接給付時如式(11)。

$$\alpha_1 = \frac{E[\pi_{1d}^0] - E[\pi_{1d}^1]}{\{E[P_1]E[\theta_1] - \text{cov}(P_1, \theta_1) + r_1 + e - s - C_1\} L} \quad (11)$$

12. 當農民選擇作物保價收購時如式(12)。

$$\alpha_1 = \frac{E[\pi_{1m}^0] - E[\pi_{1m}^1]}{\{(1 - \rho_1)(E[P_1]E[\theta_1] - \text{cov}(P_1, \theta_1)) + \rho_1 \bar{P}_1 E[\theta_1] + e - s - C_1\} L} \quad (12)$$

3.1.4 第二期農作利潤差異函數

13. 當農民選擇作物獎勵直接給付時如式(13)。

$$\pi_{2d}^0 - \pi_{2d}^1 = \alpha_2 (P_2 \theta_2 + r_2 + e - s - C_2) L \quad (13)$$

14. 當農民選擇作物保價收購時如式(14)。

$$\pi_{2m}^0 - \pi_{2m}^1 = \alpha_2 (P_2 (1 - \rho_2) \theta_2 + \bar{P}_2 \rho_2 \theta_2 + e - s - C_2) L \quad (14)$$

將上述函數取期望值之後，可以推導出第二期農作期望利潤差異與休耕面積比例間之關係：

15. 當農民選擇作物獎勵直接給付時如式(15)。

$$\alpha_2 = \frac{E[\pi_{2d}^0] - E[\pi_{2d}^1]}{\{E[P_2]E[\theta_2] - \text{cov}(P_2, \theta_2) + r_2 + e - s - C_2\}L} \quad (15)$$

16. 當農民選擇作物保價收購時如式(16)。

$$\alpha_2 = \frac{E[\pi_{2m}^0] - E[\pi_{2m}^1]}{\{(1 - \rho_2)(E[P_2]E[\theta_2] - \text{cov}(P_2, \theta_2)) + \rho_2 \bar{P}_2 E[\theta_2] + e - s - C_2\}L} \quad (16)$$

3.2 其他作物

當農民選擇種植具競爭力契作戰略作物時，其第一期與第二期之作物獎勵金額相同；而當農民選擇種植大宗蔬菜、大蒜、果樹、花卉時，由於不合作物獎勵對象，故無作物獎勵金，因此其單位面積利潤函數主要因種植作物種類不同而有所差異。

3.2.1 農作利潤函數

1. 當農民選擇種植其他作物時如式(17)。

$$\pi_t^1 = P_t(1 - \alpha_t)\theta_t L + s\alpha_t L + r(1 - \alpha_t)L + e(1 - \alpha_t)L - C_t(1 - \alpha_t)L \quad (17)$$

茲將上述方程式中之變數及參數意義說明如下： π_t^1 為第 t 期農作生產利潤（ $t=1,2$ ）； P_t 為第 t 期農作物價格； L 為耕地面積； C_t 為第 t 期農作物每單位面積生產成本； θ_t 為第 t 期農作物每單位面積產量； α_t 為第 t 期休耕面積比例； s 為每單位面積休耕生產維護獎勵； r 為每期每單位面積作物獎勵，當選擇種植具競爭力契作戰略作物時 $r > 0$ ，而當選擇種植大宗蔬菜、大蒜、果樹、花卉時 $r=0$ ； e 為每單位面積農業直接給付。當 $\alpha_t=0$ 時，每期

農作利潤函數可以改寫為：

2. 當農民休耕面積為零時如式(18)。

$$\pi_t^0 = P_t \theta_t L + rL + eL - C_t L \quad (18)$$

此外，為了符合休耕生產維護獎勵每年僅限一次之原則， $0 \leq \alpha_1 + \alpha_2 \leq 1$ ，亦即第一期休耕面積百分比加上第二期休耕面積百分比必須小於等於 100%。

根據上述之農作利潤函數可以進一步推導出農地是否決定休耕之利潤差異函數如下：

3.2.2 農作利潤差異函數

3. 當農民選擇種植其他作物或休耕時如式(19)。

$$\pi_t^0 - \pi_t^1 = \alpha_t (P_t \theta_t + r + e - s - C_t) L \quad (19)$$

將上述函數取期望值之後，可以推導出每期農作期望利潤差異與休耕面積比例間之關係如式(20)。

$$\alpha_t = \frac{E[\pi_t^0] - E[\pi_t^1]}{\{E[P_t]E[\theta_t] - \text{cov}(P_t, \theta_t) + r + e - s - C_t\}L} \quad (20)$$

根據過去相關實證文獻的推估結果，農民在從事農作物生產活動時多屬於風險趨避者 (Picazo-Tadeo & Wall, 2011; Sulewski & Kloczko-Gajewska, 2014; Jin et al., 2020)。而若農民為風險趨避者，則當期望利潤相同時，利潤之變異數越大效用越低；亦即為了維持相同的效用，當利潤之變異數越大時，其相對應的預期利潤也必須越高。假設農民在從事農作物生產活動時之效用為符合風險趨避屬性之凹性效用函數 $U(\pi)$ ， $U'(\pi) > 0$ and $U''(\pi) < 0$ ，

在已知農作物生產成本、作物獎勵金額以及農業直接給付金額的情況下，農民從事農作（包含稻作或其他作物）之利潤變異數（ $Var(\pi)$ ）主要受到農作物價格（ P ）、單位面積產量（ θ ）及休耕面積比例（ α ）之影響，故可將農民決定農地是否休耕之利潤變異數表示如下：

1. 休耕面積比例大於零時（ $\alpha > 0$ ）如式(21)。

$$Var(\pi^1) = (1-\alpha)^2 E(\theta)^2 Var(P)L^2 + (1-\alpha)^2 E(P)^2 Var(\theta)L^2 + 2(1-\alpha)Cov(P,\theta)E(P)E(\theta) \quad (21)$$

2. 休耕面積比例等於零時（ $\alpha = 0$ ）如式(22)。

$$Var(\pi^0) = E(\theta)^2 Var(P)L^2 + E(P)^2 Var(\theta)L^2 + 2Cov(P,\theta)E(P)E(\theta)L \quad (22)$$

上述方程式中之 $Cov(P,\theta)$ 為農作物價格與單位面積產量之共變異數。由上述方程式可知，當休耕面積比例大於零時，其利潤變異數小於休耕面積比例等於零之利潤變異數（ $Var(\pi^1) < Var(\pi^0)$ ），為了維持相同的效用，休耕面積比例等於零之利潤期望值必須大於休耕面積比例大於零之利潤期望值（ $E(\pi^0) < E(\pi^1)$ ），因此可以將農民決定農地是否休耕之風險溢價（ RP ）定義為期望利潤差異（ $E(\pi^0) - E(\pi^1)$ ）。

由於農民在從事農作物生產活動時多屬於風險趨避者，因此可以將風險溢價定義為期望利潤差異（ $E(\pi^0) - E(\pi^1)$ ）。假設風險溢價之機率分配為常態分配，可將各期休耕面積比例（ α ）與風險溢價（ RP ）之關係表示如圖 1。而根據各期休耕面積比例（ α ）與風險溢價（ RP ）之關係，則可將農地耕作及休耕面積與農業直接給付（ e ）間之關係表示如圖 2。

其中，圖 2 中之 S_t 曲線代表風險溢價（ RP ）與休耕面積（ $L - L_t$ ）之關係， $\Delta\pi_{t-1}$ 表示前一年實際利潤差異， L_t 為利潤差異大於風險溢價

($\Delta\pi_{t-1} \geq RP_t$) 時之耕作面積。當利潤差異小於風險溢價時 ($\Delta\pi_{t-1} < RP_t$)，農民會決定休耕，且其休耕面積會隨著利潤差異與風險溢價間之差異 ($RP_t - \Delta\pi_{t-1}$) 擴大而增加。

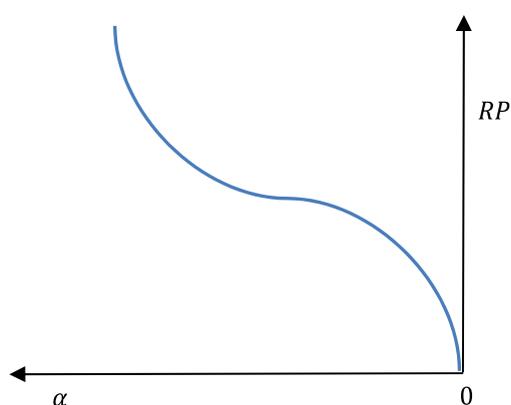


圖 1 風險溢價與休耕面積比例之關係圖

資料來源：本研究繪製。

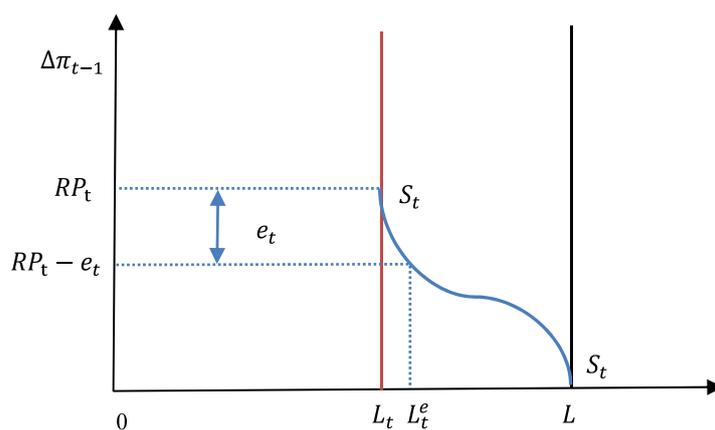


圖 2 農地耕作及休耕面積隨基本給付金額變動情形

資料來源：本研究繪製。

當加入基本給付金額 (e_t) 時，農地耕作之預期利潤將增加，農民決定耕作所需之風險溢價會因此而降低至 ($RP_t - e_t$)，因此耕作面積會由 L_t 增加至 L_t^e ，而休耕面積則減少為 ($L - L_t^e$)。

由於農民將休耕地復耕時可選擇種植 (1) 稻作；(2) 具競爭力轉(契)作作物；(3) 其他作物及大宗蔬菜、大蒜、果樹類、花卉等三大類，因此其利潤差異與風險溢價將因種植作物種類不同而有所差異，因此必須分別針對此三大類農作物推估其相對應之風險溢價與休耕面積比例之關係。一般而言，當農作物的利潤差異變動幅度越大時，相對地風險溢價也會越高，農民選擇將休耕地復耕該農作物的機率也會隨之下降。

IV、研究方法

為了解休耕地主對於休耕地／棄耕地轉作意願及其風險溢價，本研究以問卷調查的方式蒐集資料，並以此作為實證分析之基礎。

4.1 調查對象

本研究調查地區為台南市與高雄市。調查對象為於臺南市和高雄市有休耕、棄耕／廢耕地之農民。調查期間為 2020 年 7 月 6 日至 7 月 31 日，包含平日與假日。調查方法主要以面訪為主。

4.2 問卷內容

本研究之問卷內容分為三個部分。第一部分為 2019 年、2020 年之農業經營情形；第二部分為未來之農業經營意願；而第三部分為受訪者之個人基本資料，包含受訪者之性別、年齡、婚姻狀況等社經變數（詳見附表 1）。

4.2.1 108年、109年之農業經營情形

這部分的題項內容包括受訪者持有的可耕地基本資料(包括:可耕面積、所有權屬、灌溉水源與利用目的),受訪者於2019年農地經營情形(是否有從事農業生產或生產農產品,或提供其他農業休閒服務),受訪者於2020年農地的經營情形(是否有從事農業生產或生產農產品,或提供其他農業休閒服務),受訪者於2019年第一期作與第二期作的土地利用情況、農作物收入與生產成本,受訪者於2020年第一期作轉作與自行復耕狀況,以及2019年與2020年相關農業給付措施參與的情形。其中,部分的題項主要參考行政院主計總處(2020)的農林漁牧業普查表,其餘題項如政府相關給付措施參與情形,以及休耕地轉作及自行復耕種植情形,則由本研究自行設計。

4.2.2 未來農業經營意願

這部分的題項主要針對當前休耕或棄耕的受訪者;其題項主要在於了解政府相關政策改革後,受訪者是否會改變其農業經營或土地利用狀況。相關題項包括:「請問您未來考慮第一期作休耕地復耕意願?」與「請問您未來考慮第二期作休耕地復耕意願?」(針對當前休耕受訪者),以及「請問您未來考慮第一期作棄耕或廢棄地復耕之意願?」與「請問您未來考慮第二期作棄耕或廢棄地復耕之意願?」。其中,在不願意復耕理由的題項主要參考行政院主計總處(2020)的農林漁牧業普查表。其餘題項內容為本章節估計模型所須之重要變數,由本研究自行設計。

4.2.3 基本資料

在基本資料的部分,將詢問受訪者包括:年齡、教育程度、婚姻狀況、居住地區、從農年資、外僱人力與總月收入。此外,由於部分農民非專業農,而農民是否為專業農(或以農業為主要生計來源)將會影響其農作意願,因此這部份亦將詢問受訪者是否有兼職,以及是否為專業農民。

4.3 問卷調查說明

在調查抽樣的部分，本研究採分層配額抽樣（stratified quota sampling）。本次調查係依據委託單位所提供之 2019 年休耕名冊，以台南市與高雄市的休耕補助戶數標準，進行第一層之分層配額。第二層則是則是以兩縣市中佔該縣市休耕戶數超過 5% 的鄉鎮市區為調查範圍。其中，臺南市共有七個區（下營區、新市區、學甲區、新化區、永康區、鹽水區與安南區）超過 5%，而高雄市則有五個區（美濃區、大寮區、林園區、岡山區、橋頭區）（詳見附表 2）。

另一方面，除了休耕地農民以外，本研究亦希望能針對棄耕／廢耕地農民調查其轉作意願的風險溢價情形。然而，受限於棄耕／廢耕地無農民清冊，故考量樣本數至少需要 30 份才能進行推論統計之用，故在樣本配額方面，整體共應完成樣本數 400 份，其中至少須完成 30 份棄耕／廢耕地農民樣本（詳見附表 3）。

V、實證結果

5.1 問卷調查結果

5.1.1 樣本結構分析

本次調查實際共完訪 400 份有效樣本（95%信賴度估計最大抽樣誤差分別為 ± 4.9 ），其中休耕 369 份（臺南市 197 份、高雄市 172 份），另棄耕／廢耕地為 31 份（臺南市 20 份、高雄市 11 份）。

(1) 受訪者基本資料

本研究將樣本結構概況整理至表 1。其中，男性受訪者占約 66%，女性受訪者則約為 34%。在年齡的部分，將近九成五的受訪者其年齡為 50 歲以

上。在教育程度的部分，約有 61.8%的受訪者其教育程度為國中小及以下，約有 26.8%的受訪者其教育程度為高中職，約有 11.6%的受訪者其教育程度為大專及以上。在受訪者婚姻狀態的部分，將近九成五的受訪者為已婚人士。在居住地區的部分，約有 54.3%的受訪者居住於臺南，其餘約 46.8%則住在高雄。在職業的部分，超過半數的受訪者（52%）為專業農無兼職，其次則有 32.8%的受訪者為兼業農。而從農年資的部分，超過八成的受訪者其從農年資為10年以上。在外僱人力的部分，約 32.5%的受訪者指出沒有外僱人力，而有 46%的受訪者指出其外僱人力為1~2人。

表 1 樣本分布狀況

		個數	百分比%
性別	男	264	66.0%
	女	136	34.0%
	總數	400	100.0%
年齡	19-29 歲	1	0.3%
	30-39 歲	4	1.0%
	40-49 歲	16	4.0%
	50-59 歲	80	20.0%
	60-69 歲	114	28.5%
	70-79 歲	111	27.8%
	80 歲以上	74	18.5%
	總數	400	100.0%
教育程度	自修	47	11.8%
	國小	144	36.0%
	國中	56	14.0%
	高中職	107	26.8%
	專科/大學	43	10.8%
	研究所以上	3	0.8%
	總數	400	100.0%

表 1 樣本分布狀況（續前頁）

		個數	百分比%
婚姻狀態	已婚	379	94.8%
	未婚	21	5.3%
	總數	400	100.0%
居住地區	臺南市	217	54.3%
	高雄市	183	45.8%
	總數	400	100.0%
職業	專業農無兼職	208	52.0%
	專業農有兼職	38	9.5%
	兼業農	131	32.8%
	非農民	23	5.8%
	總數	400	100.0%
從農年資	1 年以下	17	4.3%
	1-5 年	30	7.5%
	10 年	24	6.0%
	10 年以上	329	82.3%
	總數	400	100.0%
外僱人力	無	130	32.5%
	1-2 人	184	46.0%
	3-5 人	58	14.5%
	6 人以上	28	7.0%
	總數	400	100.0%

資料來源：本研究整理。

5.1.2 復耕意願

1. 第一期作休耕地復耕意願

在 369 份休耕問卷中，由於未填答復耕意願問項的農民共計 101 位，因此有效樣本數為 266 個。根據調查顯示（如表 2），有六成受訪者表示若現在是休耕者，有意願未來考慮第一期休耕地復耕。經交叉分析發現，居住地

區、職業、總月收入在「若現在是休耕者，有意願未來考慮第一期休耕地復耕有意願」的意願程度有顯著差異。其中，臺南市有 73.8% 之受訪者表示，若現在是休耕者，沒有意願未來考慮第一期休耕地復耕，但高雄市之受訪者則表示有高達 91.4% 表示有意願復耕。在職業的部分，專業農無兼職之受訪者中，有 75.9% 之受訪者表示，若現在是休耕者，沒有意願未來考慮第一期休耕地復耕，由 24.1% 之受訪者表示，若現在是休耕者，有意願未來考慮第一期休耕地復耕；然而在專業農有兼職／兼業農／非農民之受訪者中，有無意願考量第一期休耕地復耕者各約一半一半（不願意占 55.8%，願意占 44.2%）。

表 2 若您現在農地是休耕，未來考慮第一期作休耕地復耕意願

		不願意	願意	個數
性別	男	38.2%	61.8%	173
	女	41.9%	58.1%	93
年齡	49 歲以下	41.7%	58.3%	12
	50 歲以上	39.4%	60.6%	254
教育程度	國中及以下	40.1%	59.9%	172
	高中職	40.6%	59.4%	64
	專科／大學及以上	33.3%	66.7%	30
居住地區 ^{***}	臺南市	73.8%	26.2%	126
	高雄市	8.6%	91.4%	140
職業 ^{***}	專業農無兼職	24.1%	75.9%	137
	專業農有兼職／兼業農／非農民	55.8%	44.2%	129
婚姻狀況	已婚	39.5%	60.5%	253
	未婚	38.5%	61.5%	13
從農年資	不到 10 年	36.1%	63.9%	36
	10 年以上	40.0%	60.0%	230
外僱人力	無	34.6%	65.4%	81
	1-2 人	43.4%	56.6%	129
	3 人以上	37.5%	62.5%	56
合計		39.5%	60.5%	266

資料來源：本研究整理。

註：* $p < 0.05$ ；** $p < 0.01$ ；*** $p < 0.001$ 。

2. 若現在是休耕，未來考慮第二期作休耕地復耕意願

根據調查顯示（如表 3），近六成四之受訪者表示，若現在是休耕者，沒有意願未來考慮第二期休耕地復耕。經交叉分析發現，居住地區與外僱人力在「若現在是休耕者，有意願未來考慮第二期休耕地復耕有意願」的意願程度有顯著差異。其中，居住地區於高雄市之受訪者中，有 75.7%之受訪者表示，若現在是休耕者，沒有意願未來考慮第一期休耕地復耕；而居住地區於臺南市之受訪者中則約有八成之受訪者表示沒有意願第一期休耕地復耕，同時亦有五成之受訪者表示有意願第一期休耕地復耕。

表 3 若您現在農地是休耕，未來考慮第二期作休耕地復耕意願

		不願意	願意	個數
性別	男	61.8%	38.2%	173
	女	66.7%	33.3%	93
年齡	49 歲以下	33.3%	66.7%	12
	50 歲以上	65.0%	35.0%	254
教育程度	國中及以下	70.3%	29.7%	172
	高中職	51.6%	48.4%	64
	專科／大學及以上	50.0%	50.0%	30
居住地區 ^{***}	臺南市	50.0%	50.0%	126
	高雄市	75.7%	24.3%	140
職業	專業農無兼職	62.0%	38.0%	137
	專業農有兼職／兼業農／非農民	65.1%	34.9%	129
婚姻狀況	已婚	62.5%	37.5%	253
	未婚	84.6%	15.4%	13
從農年資	不到 10 年	58.3%	41.7%	36
	10 年以上	64.3%	35.7%	230
外僱人力 ^{***}	無	65.4%	34.6%	81
	1-2 人	74.4%	25.6%	129
	3 人以上	35.7%	64.3%	56
合計		63.5%	36.5%	266

資料來源：本研究整理。

註：*p<0.05；**p<0.01；***p<0.001。

5.2 農業基本給付政策對農地利用型態之影響分析

本研究建立之農業直接給付對農地利用型態影響之理論模型，利用休耕地（棄耕地）轉作意願風險溢價問卷調查中第二部分之問項：「目前農地是休耕（棄耕），未來轉稻作、轉（契）作、以及轉地方特色作物之種植意願」之問卷調查結果，分析當農民在不同的農業直接給付金額下，是否會將原休耕地（棄耕地）復耕轉作農作物？或是維持休耕（棄耕）？藉以推估農業直接給付金額之變動對農地利用型態可能造成之影響。

本研究之農民轉作意願風險溢價問卷調查總樣本數為 400 份，包含休耕樣本 369 份及棄耕樣本 31 份，由於所有的棄耕樣本皆回答未來無轉作意願，因此本節僅針對休耕樣本進行分析。根據農民實際填答問卷中「在未來第一期及第二期是否有意願從事耕作？」之問項情形，在 369 份休耕農民問卷中，扣除未填答的 111 個樣本之後，共得到 258 個有效樣本。由表 4 休耕農民未來耕作意願統計結果顯示，在 258 位於 108 年及 109 年第一或第二期有休耕的農民中，未來第一期有意願耕作的農民共 161 位，其中從事稻作農民有 126 位（約 78.3%）、其他作物（包含具競爭力契作戰略作物及大宗蔬菜、大蒜、果樹、花卉）農民有 34 位（約 22.1%）、地方特色作物農民有一位（約 0.6%），由此可知在有意願耕作的農民中，約有八成左右未來第一期將以從事稻作為主，種植其他作物者約佔兩成左右。

在未來第二期有意願耕作的 97 位農民中，預計從事稻作的農民有 31 位（約 32.0%）、其他作物（包含具競爭力契作戰略作物及大宗蔬菜、大蒜、果樹、花卉）農民有 65 位（約 67.0%）、地方特色作物農民有一位（約 1.0%），由此可知在有意願耕作的農民中，約有七成左右未來第二期將以種植其他作物為主，從事稻作者約佔三成左右。

表 4 休耕農民未來耕作意願統計表

	第一期作		第二期作	
	樣本數	百分比 (%)	樣本數	百分比 (%)
稻作	126	78.3	31	32.0
其他作物	34	21.1	65	67.0
地方特色作物	1	0.6	1	1.0
總計	161	100.0	97	100.0

資料來源：本研究統計整理。

進一步比較第一期與第二期有意願耕作農民之調查結果發現：(1) 未來第一期有意願耕作之農民人數 (161 位) 比第二期農民人數 (97 位) 高出許多，主要可能是因為在每年休耕補貼只有一期的情況下，農民多選擇氣候條件較佳、農作物產量及收益較高之第一期從事農作；(2) 由於一期稻作產量比二期稻作產量高，加上一期稻作不含人工成本之生產成本比重比二期稻作低，導致未來第一期預計從事稻作之農民人數比第二期多出三倍左右，而未來第二期有意願耕作的農民則轉為以種植其他作物為主，約比第一期農民人數高出一倍左右。此外，由於未來第一期及第二期有意願種植地方特色作物之農民樣本數皆僅有一位，因此本研究將以從事稻作及其他作物之 256 個樣本為主要分析對象。

為了評估農業直接給付金額之變動對農地利用型態可能造成之影響，在未來第一期與第二期有意願從事耕作農民中，必須進一步區分出：(1) 原本屬於耕作一期休耕一期之農民，未來仍維持原農地利用型態之農民；(2) 原本屬於耕作一期休耕一期之農民，未來有意願因耕作收入之增加，將原休耕期復耕從事耕作，進而改變農地利用型態之農民。由於上述第一類農民仍維持休耕一期之農地利用方式，因此農業直接給付措施並不會影響其未來土地利用型態；然而，第二類農民則可能因為農業直接給付措施及給付金額之變動，將原本休耕之農地轉作，改變其未來土地利用型態。因此，為了有效評估農業直接給付措施對農地利用型態之實際影響效果，本研究將根據第二類農民之間

卷調查結果，進行農民將原休耕地轉作之風險溢價分析，並進一步估計隨著農業直接給付金額之增加，農民願意將原休耕地轉作稻作及其他作物之情形。

由表 5 之分類結果顯示：(1) 在未來第一期有意願從事耕作之農民中，維持第一期耕作第二期休耕之農民有 137 位，而第一期休耕轉作第二期耕作之農民則有 23 位（包含三位轉作稻作及 20 位轉作其他作物）；(2) 在未來第二期有意願從事耕作之農民中，維持第一期休耕第二期耕作之農民有 62 位，而第一期耕作第二期休耕轉作之農民則有 34 位（包含 23 位轉作稻作及 11 位轉作其他作物）。有鑑於符合第二類農民的樣本中，第一期休耕轉稻作及第二期休耕轉其他作物之樣本數分別僅有 3 位及 11 位，在樣本數不足之情況下，無法有效進行休耕轉作願意接受金額之對數常態分配檢定，因此本研究將合併符合第二類農民之第一期及第二期樣本（包含休耕轉稻作 26 個樣本及休耕轉其他作物 31 個樣本，共 57 個樣本），進行後續之對數常態分配檢定。此外，由於農民在填答種植作物項目時，全部皆只填答一種作物項目，亦即僅選擇種植稻作或其他作物，因此本研究將分別針對稻作樣本及其他作物樣本進行對數常態分配檢定。

表 5 未來第一期與第二期有意願從事耕作農民之分類

	第一期作		第二期作		第一類農民	第二類農民
	維持耕作	休耕轉作	維持耕作	休耕轉作		
稻作	123	3	8	23	131	26
其他作物	14	20	54	11	68	31
總計	137	23	62	34	199	57

資料來源：本研究統計整理。

根據農業直接給付對農地利用型態影響之理論模型，為了估計休耕轉作意願與風險溢價間之關係，在詢問農民休耕轉作意願時，本研究設計之問項為：「當每分地農作收入比休耕多___元時，會將休耕地復耕種植___」，因此在計算風險溢價時，必須依據不同的作物項目及其相對應之生產成本，將農

民回答的收入金額換算成每分地轉作之風險溢價估計值，而當休耕轉作與維持休耕間之期望利潤差異超過此風險溢價時，農民就有意願將休耕地轉作。由於農業直接給付措施會直接影響期望利潤差異，因此給付金額之變動將影響農民之休耕轉作意願，例如當某位第一期休耕農民之回答為：「當每分地農作收入比休耕多 2,000 元時，會將休耕地復耕種植稻作」，以 104 至 108 年第一期稻作不含人工成本之平均成本約 53% 計算，該農民休耕轉稻作之風險溢價約為 940 元 ($=2000 \times (1-0.53)$)，因此當每分地農業直接給付金額超過 940 元時，亦即期望利潤差異大於 940 元時，該農民就有意願將休耕地轉稻作。

表 6 為符合第二類農民定義之樣本風險溢價估計值敘述性統計表。就風險溢價估計值之平均值與標準差而言，休耕轉稻作皆低於休耕轉其他作物，此與實際從事稻作時，其收入平均值與標準差通常低於種植其他作物的收入平均值與標準差之情形相當一致。此外，最大值與最小值之估計結果亦與實際種植稻作及其他作物收入之變動情形一致。

表 6 樣本風險溢價估計值之敘述統計

	樣本數	最小值	最大值	平均值	標準差	Shapiro-Wilk 檢定 p 值
休耕轉稻作	26	1,165	11,648	4,496	2,812	0.222
休耕轉其他作物	31	750	37,500	6,993	7,096	0.835

資料來源：本研究統計整理。

在推估農業直接給付金額與休耕轉稻作及其他作物之關係前，必須先針對風險溢價估計值進行對數常態分配檢定，檢定結果參見表 6。由常態性檢定 (Shapiro-Wilk 檢定) 可知，休耕轉稻作及休耕轉其他作物之樣本風險溢價估計值皆符合對數常態分配，因此後續將可利用對數常態分配 (註 2)，來推估隨著農業直接給付金額增加時，休耕地轉稻作及其他作物之累積面積百分比。此外，根據累積面積百分比之變動，可進一步推估在不同的農業直接給付金額下，每增加一單位補助金額時，休耕地轉稻作及其他作物之面積百

分比增加值，例如當農業直接給付金額由每期作每分地 500 元增加 100 元至 600 元時，休耕轉稻作面積及休耕轉其他作物面積將分別增加多少百分比。

根據休耕轉稻作及休耕轉其他作物之風險溢價累積機率分布（參見圖 3 及圖 4），表 7 顯示當風險溢價由每分地每期作 100 元增加至 3,500 元時，累積機率變化之情形。由表 7 可知，當休耕轉稻作之風險溢價為每分地每期作 2,500 元時，累積機率隨風險溢價增加之變化值將達到最高（約為 0.0204），顯示當農業直接給付金額為每分地每期作 2,500 元時，所造成之休耕轉稻作邊際效果將達到最大。此外，當農業直接給付金額為每分地每期作 2,500 元時，所造成之休耕轉其他作物邊際效果亦將達到最大（約為 0.0136）。由此可知，農業直接給付金額為每分地每期作 2,500 元時，所造成之農地利用型態改變之邊際效果將達到最大。

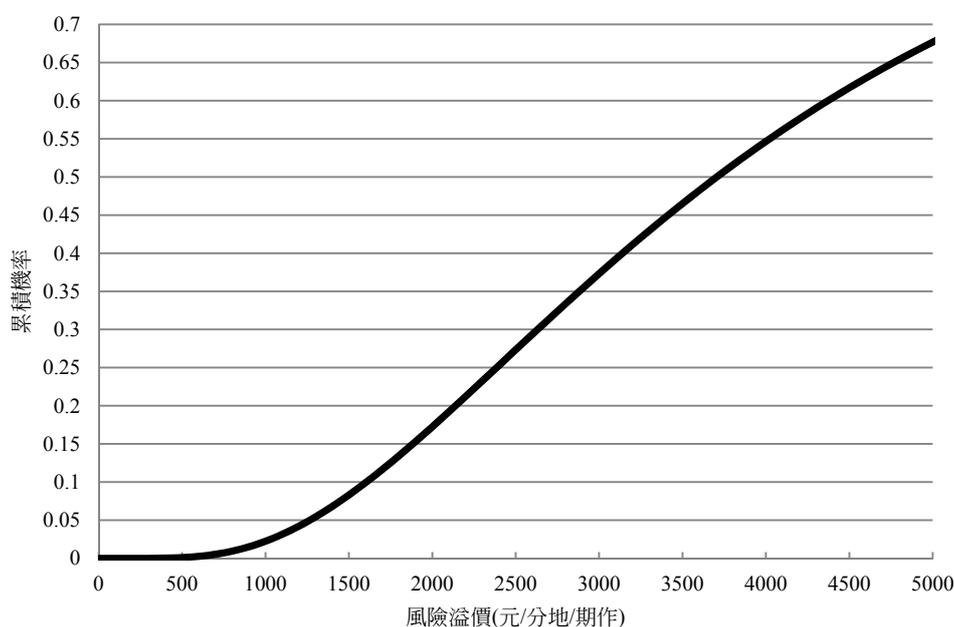


圖 3 休耕轉稻作風險溢價累積機率圖

資料來源：本研究統計整理。

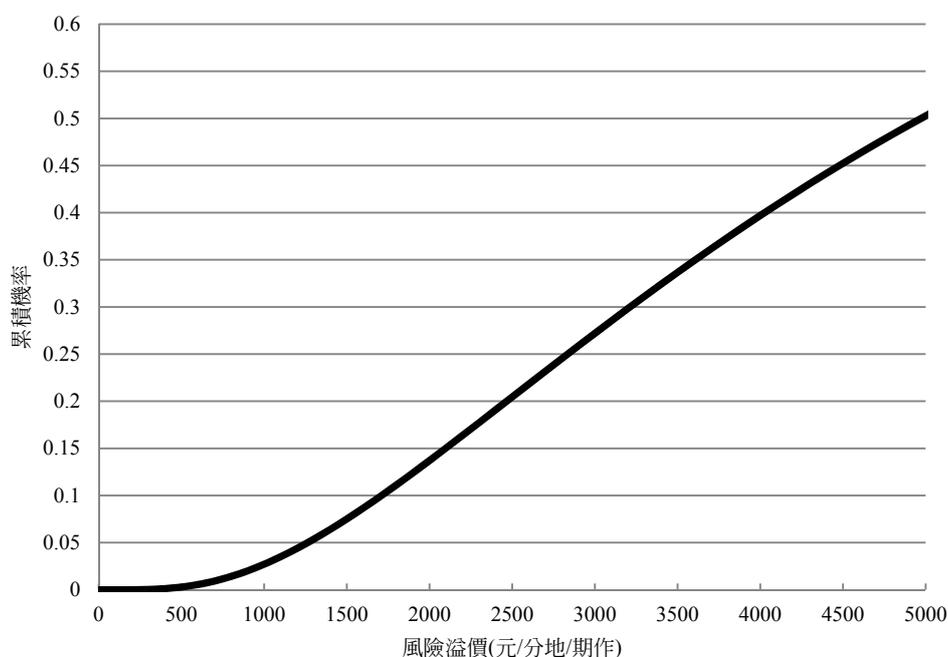


圖 4 休耕轉其他作物風險溢價累積機率圖

資料來源：本研究統計整理。

由於在 256 個有效樣本中，符合第二類農民定義之休耕轉稻作樣本（26 個）及休耕轉其他作物樣本（31 個）分別僅占 10.16%及 12.11%，因此必須再將休耕轉稻作及休耕轉其他作物之風險溢價累積機率分別乘以 10.16%及 12.11%，才能得到休耕轉面積隨農業直接給付金額增加之累積面積百分比（參見表 8）。

由表 8 休耕轉稻作及其他作物之累積面積百分比顯示，當農業直接給付金額為每分地每期作 500 元時，累積休耕轉稻作面積百分比約為 0.011%，而累積休耕轉其他作物面積百分比則約為 0.035%，總計約 0.046%之休耕農地會因農業直接給付措施而改變農地利用型態。而當農業直接給付金額為每分地每期作 1,000 元時，累積休耕轉稻作面積百分比將增加至 0.228%，而累積休耕轉其他作物面積百分比則增加至 0.328%，總計約 0.556%之休耕農地

表 7 休耕轉作風險溢價累積機率變化表

風險溢價 (元/分地/期)	休耕轉稻作		休耕轉其他作物	
	累積機率	機率變化值	累積機率	機率變化值
100	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
200	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
300	0.0001	0.0001	0.0004	0.0003
400	0.0003	0.0002	0.0012	0.0009
500	0.0011	0.0008	0.0029	0.0017
600	0.0027	0.0016	0.0056	0.0027
700	0.0054	0.0027	0.0093	0.0037
800	0.0095	0.0041	0.0141	0.0048
900	0.0151	0.0057	0.0201	0.0059
1,000	0.0225	0.0073	0.0271	0.0070
1,100	0.0315	0.0090	0.0351	0.0080
1,200	0.0421	0.0107	0.0439	0.0089
1,300	0.0544	0.0122	0.0536	0.0097
1,400	0.0681	0.0137	0.0640	0.0104
1,500	0.0831	0.0150	0.0751	0.0111
1,600	0.0992	0.0162	0.0867	0.0116
1,700	0.1164	0.0172	0.0988	0.0121
1,800	0.1345	0.0180	0.1113	0.0125
1,900	0.1532	0.0187	0.1240	0.0128
2,000	0.1725	0.0193	0.1371	0.0131
2,100	0.1923	0.0198	0.1504	0.0133
2,200	0.2123	0.0201	0.1638	0.0134
2,300	0.2326	0.0203	0.1773	0.0135
2,400	0.2530	0.0204	0.1909	0.0136
2,500	0.2734	0.0204	0.2045	0.0136
2,600	0.2937	0.0203	0.2182	0.0136
2,700	0.3139	0.0202	0.2318	0.0136
2,800	0.3339	0.0200	0.2453	0.0135
2,900	0.3537	0.0198	0.2587	0.0134
3,000	0.3731	0.0195	0.2721	0.0133
3,100	0.3923	0.0192	0.2853	0.0132
3,200	0.4111	0.0188	0.2984	0.0131
3,300	0.4295	0.0184	0.3113	0.0129
3,400	0.4475	0.0180	0.3241	0.0128
3,500	0.4651	0.0176	0.3367	0.0126

資料來源：本研究統計整理。

表 8 休耕轉稻作及其他作物之累積面積百分比變化表

給付金額 (元/分地/期)	休耕轉稻作		休耕轉其他作物		合計累積 百分比
	累積百分比	百分比變化值	累積百分比	百分比變化值	
100	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
200	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001
300	0.001	0.001	0.005	0.004	0.005
400	0.003	0.002	0.015	0.010	0.018
500	0.011	0.008	0.035	0.020	0.046
600	0.027	0.016	0.067	0.032	0.094
700	0.054	0.027	0.112	0.045	0.167
800	0.096	0.042	0.171	0.059	0.267
900	0.154	0.058	0.243	0.072	0.397
1,000	0.228	0.074	0.328	0.085	0.556
1,100	0.320	0.092	0.425	0.097	0.744
1,200	0.428	0.108	0.532	0.108	0.960
1,300	0.552	0.124	0.649	0.117	1.202
1,400	0.691	0.139	0.776	0.126	1.467
1,500	0.844	0.152	0.909	0.134	1.753
1,600	1.008	0.164	1.050	0.141	2.058
1,700	1.182	0.174	1.196	0.146	2.379
1,800	1.366	0.183	1.347	0.151	2.713
1,900	1.556	0.190	1.502	0.155	3.058
2,000	1.752	0.196	1.660	0.158	3.412
2,100	1.953	0.201	1.821	0.161	3.774
2,200	2.156	0.204	1.983	0.163	4.140
2,300	2.362	0.206	2.147	0.164	4.510
2,400	2.569	0.207	2.312	0.165	4.881
2,500	2.776	0.207	2.477	0.165	5.253
2,600	2.983	0.206	2.642	0.165	5.625
2,700	3.188	0.205	2.806	0.165	5.994
2,800	3.391	0.203	2.970	0.164	6.361
2,900	3.592	0.201	3.133	0.163	6.725
3,000	3.790	0.198	3.294	0.162	7.084
3,100	3.984	0.195	3.455	0.160	7.439
3,200	4.175	0.191	3.613	0.158	7.788
3,300	4.362	0.187	3.770	0.157	8.132
3,400	4.545	0.183	3.924	0.155	8.470
3,500	4.724	0.179	4.077	0.153	8.801

資料來源：本研究統計整理。

會因農業直接給付措施而改變農地利用型態。此外，就農業直接給付措施之邊際效果而言，當給付金額為每分地每期作 2,500 元時，休耕轉稻作及休耕轉其他作物之邊際面積增加百分比將達到最大，分別為 0.207% 及 0.165%，總邊際效果達到 0.372%，總計約 5.253% 之休耕農地會因農業直接給付措施而改變農地利用型態。

綜合上述問卷實證分析結果可知，當農業直接給付金額增加時，農地耕作之預期利潤將增加，休耕農民復耕意願亦將隨之上升，使得休耕面積將因之而減少。因此，實證結果符合本研究於理論模型中之推估結果，亦即農地休耕面積會隨基本給付金額增加而減少（參見圖 2）。

VI、結論與建議

我國的農業直接給付政策具有保障糧食安全、平衡農產供需、促進農業多功能價值、維護農民收入，以及鼓勵落實農地農耕等多重目標。而其中，農業直接給付措施是否會影響休耕農民的農地利用型態，是達成「鼓勵落實農地農耕」政策目標的關鍵；而此亦為本研究之目標。

本研究之實證結果顯示，我國農業直接給付金額與復耕稻作及復耕其他作物的對應關係。其中，就農業直接給付措施之邊際效果而言，當給付金額為每分地每期作 2,500 元時（每公頃每期作 25,000 元，相當於每公頃每年 50,000 元），休耕轉稻作及休耕轉其他作物之邊際面積增加百分比將達到最大，分別為 0.207% 及 0.165%，總邊際效果達到 0.372%，總計約 5.253% 之休耕農地會因農業直接給付措施而改變農地利用型態。

我國當前的農業直接給付政策中，給付水準最高的措施為具競爭力轉（契）作作物（每公頃每期作 30,000 元至每公頃每期作 65,000 元）的給付金額，以及生產環境維護（即休耕）的給付金額（每公頃每期作 34,000 元至每公頃每期作 55,000 元）。其中，後者將會抵消直接給付復耕稻作或復耕

其他作物的效果。因此，在我國當前的農業直接給付政策下，除非地主具有基期年資格，並參與具競爭力轉（契）作作物之給付措施，否則，普遍而言，仍是鼓勵休耕的效果大於鼓勵復耕的效果。但由於生產環境維護給付每年僅能領一次給付的限制，這種鼓勵休耕的效果轉變為鼓勵一期農作一期休耕。

而不具基期年資格的部分，在農業環境基本給付措施下，給付金額標準為每公頃每期作 5,000 元；而這部分亦為我國最接近歐盟基本給付的農業直接給付政策，並屬於完全脫鉤的直接給付。而在本研究的實證結果中，其累積休耕轉稻作面積百分比約為 0.011%，而累積休耕轉其他作物面積百分比則約為 0.035%，總計約 0.046%之休耕農地會因農業環境基本給付措施而改變農地利用型態。事實上，這樣的比例並不多。

相較於歐盟的基本給付，歐盟的基本給付對象為持有給付金權力且有申請（宣告權利）的農民，基本上每公頃合格的農地皆被分配一個單位的權利，而基本給付計畫的標準則依不同分區而有所不同。以 2015 年之標準，平均每單位權利給付金額大多在 100 歐元至 300 歐元間（柳婉郁、廖述誼，2020）。基本上，歐盟基本給付之標準與我國農業環境基本給付之標準差異不大。但由於在歐盟領取基本給付的同時亦須符合交叉遵守的規範，亦即農民必須遵循環境、食品安全與動物福利的相關標準，並且確保土地與環境處於良好的狀態。因此，相較於我國的農業環境基本給付，歐盟的基本給付更能帶來農業多功能效益，這部份值得我國借鑒。

本研究認為，若政府欲有效的防止農地棄耕及棄耕農地違規使用，政府得進一步斟酌調整提高農業環境基本給付，同時應透過加強查緝，以及提高強制拆除地上物的效率，進而提高農地主違規使用的風險，以及提高違規使用的機會成本；並進一步讓違規使用的期望獲利下降。一旦違規使用的期望獲利比一般農業使用的期望獲利還要低，既能有效遏阻農地棄耕違規使用的亂象，減緩優良農地的流失，維護我國珍貴的農地資源。

最後，由於經費與物力的限制，本研究的研究範疇限定在台南市與高雄市的休耕農地，收集與使用到的分析樣本數量亦不多，這是本研究的主要限制。而在未來的後續研究，則可在本研究之基礎上，對不同人口屬性對於地主休耕決策影響進行分析，或針對我國不同類型直接給付政策效果之差異進行分析。另外，許多相關農業生產風險文獻的理論文章集中於所謂的財富效果 (wealth effect)。亦即在考量風險態度下財富效果為重要特性。未來後續研究可考慮此效果與參考相關文獻修改理論模型進行實證分析。

附註

1. 根據世界貿易組織農業協定附件 2 第 6 款 (b) ~ (e) 之規範，直接給付措施之給付金額：(i) 不應與或基於生產者在基期年後任何年的生產類型或數量相關；(ii) 應與適用於基期之後任何年份的任何生產的國內或國際價格相關或基於該價格；(iii) 不應基於或與基期之後任何年份所使用的生產要素相關；(iv) 不需要為了收到該給付而進行生產。因此，在嚴格的標準下，要求作物種類與要求必須進行生產之給付措施，皆不符合綠色措施之標準（即便是目前的「農業環境基本給付措施」）。而我國的「對地綠色環境給付」計畫中，只有「生產環境維護給付」符合綠色措施之要求（不包含配套措施）。
2. 假設風險溢價 x 之期望值與標準差分別為 μ_x 與 σ_x ，其對數常態分配之機率密度

函數 (PDF) 及累積分配函數 (CDF) 可分別表示為 $f_x(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x)-\mu_y}{\sigma_y}\right)^2}$ 及

$$F_x(x) = \int_{-\infty}^{\ln(x)} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{s-\mu_y}{\sigma_y}\right)^2} ds, \quad 0 < x < \infty, \quad \text{其中 } \sigma_y = \sqrt{\ln\left(\left(\frac{\sigma_x}{\mu_x}\right)^2 + 1\right)},$$

$\mu_y = \ln(\mu_x) - \frac{1}{2}\sigma_y^2$ 。因此，根據本研究估計所得之樣本風險溢價平均值與標準差，即可推估風險溢價之 PDF 及 CDF；接著透過帶入遞增的風險溢價值（例如，100, 200, ..., 5000），即可繪製風險溢價與累積分配關係圖（參見圖 3 及圖 4）以及製作風險溢價累積機率變化表（參見表 7）。

參考文獻

- 吳佳勳 (2008)。日本農業政策改革對台灣的啟示。臺北市：中華經濟研究院 WTO 中心。取自 <https://web.wtocenter.org.tw/file/newsletter/OrderNewsletter/wtoepaper/article141.htm>
- 柳婉郁、廖述誼 (2020)。農業環境價值評估與在推動綠色給付政策之應用。行政院農業委員會科技計畫 (編號：109 農科-5.1.3-企-Q3)。臺北市：行政院農業委員會。
- 陳昱安 (2017)。臺灣水稻田轉作政策之思維演變。《農政與農情》，301，66-72。
- Ahmadi, B. V., Shrestha S., Thomson, S. G., Barnes, A. P., & Stott, A.W. (2015). Impacts of greening measures and flat rate regional payments of the Common Agricultural Policy on Scottish beef and sheep farms. *The Journal of Agricultural Science*, 153(4), 676-688.
- Brady, M., Hristov, J., Hojgard, S., Jansson, T., Johansson, H., Larsson, C., Nordin, I., & Rabinowicz, E. (2017). *Impacts of Direct Payments: Lessons for CAP post-2020 from a quantitative analysis*. AgriFood economics centre: Lund, Sweden.
- Cortignani, R., & Dono, G. (2018). Agricultural policy and climate change: An integrated assessment of the impacts on an agricultural area of Southern Italy. *Environmental Science & Policy*, 81, 26-35.
- Gocht, A., Ciaian, P., Bielza, M., Terres, J. M., Roder, N., Himics, M., & Salputra, G. (2017). EU-wide economic and environmental impacts of CAP greening with high spatial and farm-type detail. *American Journal of Agricultural Economics*, 68(3), 651-681.
- Goodwin, B. K., & Mishra, A. K. (2006). Are 'decoupled' farm program payments really decoupled? an empirical evaluation. *American Journal of Agricultural Economics*, 88(1), 73-89.
- Jin, J., Xuhong, T., Wan, X., Rui, H., Knang, F., & Ning, J. (2020). Farmers' risk aversion, loss aversion and climate change adaptation strategies in Wushen Banner, China. *Journal of Environmental Planning and Management*, 63(14), 2593-2606.
- Milczarek-Andrzejewska, D., Zawalinska, K., & Adam, C. (2018). Land-use conflicts and the Common Agricultural Policy: Evidence from Poland. *Land Use Policy*, 73, 423-433.
- Picazo-Tadeo, A. J., & Wall, A. (2011). Production risk, risk aversion and the determination

- of risk attitudes among Spanish rice producers. *Agricultural Economics*, 42, 451-464.
- Renwick, A., Jansson, T., Verburg, P. H., Revoredo-Giha, C., Britz, W., Gocht, A., & McCracken, D. (2013). Policy reform and agricultural land abandonment in the EU. *Land Use Policy*, 30, 446-457.
- Shin, M. W., & Kim, B. H. S. (2020). The effect of direct payment on the prevention of farmland abandonment: The Case of the Hokkaido Prefecture in Japan. *Sustainability*, 334(12), 1-13.
- Sulewski, P., & Kloczko-Gajewska, A. (2014). Farmers' risk perception, risk aversion and strategies to cope with production risk: An empirical study from Poland. *Studies in Agricultural Economics*, 116, 140-147.
- Takayama, T., Hashizume, N., & Nakatani, T. (2020). Impact of direct payments on agricultural land use in less-favoured areas: evidence from Japan. *European Review of Agricultural Economics*, 47(1), 157-177.
- Uthes, S., Piorr, A., Zander, P., Bienkowski, J., Ungaro, F., Dalgaard, T., Stolze, M., Moschitz, H., Schader, C., Happe, K., Sahrbacher, A., Damgaard, M., Toussaint, V., Sattler, C., Reinhardt, F. J., Kjeldsen, C., Casini, L., & Muller, K. (2011). Regional impacts of abolishing direct payments: An integrated analysis in four European regions. *Agricultural Systems*, 104(2), 110-121.

附錄

附表 1 未來農業經營意願之問卷參數設定

變 數	定 義
若您現在農地是休耕，未來轉稻作、轉（契）作、轉地方特色作物及自行復耕種植意願	<p>請問您未來考慮第一期作休耕地復耕意願？</p> <p>不願意=1 願意=2</p> <hr/> <p>第一期作不願意復耕的理由為何</p> <p>高齡／生病=1，勞力不足=2，從事其他工作=3，農地受災／污染=4，其他=5</p> <hr/> <p>若您第一期作願意復耕，當每分地農作收入比休耕多元時，會將休耕地復耕種植作物</p> <p>_____元（連續變數） _____（作物代號）</p> <p>作物代號： 稻作=1，非基改大豆（黃、黑豆）、硬質玉米=2，牧草及青割玉米=3，短期經濟林（6年）=4，原料甘蔗=5，小麥、蕎麥、胡麻、薏苡、仙草、高粱、綠豆=6，油茶=7，毛豆、矮性菜豆=8，採種蔬菜（西瓜、青花菜、花椰菜）=9，大宗蔬菜、大蒜=10，果樹=11，花卉=12，地方特色作物=13。</p> <hr/> <p>請問您未來考慮第二期作休耕地復耕意願？</p> <p>不願意=1 願意=2</p> <hr/> <p>第二期作不願意復耕的理由為何</p> <p>高齡／生病=1，勞力不足=2，從事其他工作=3，農地受災／污染=4，其他=5</p> <hr/> <p>若您第二期作願意復耕，當每分地農作收入比休耕多元時，會將休耕地復耕種植作物</p> <p>_____元（連續變數） _____（作物代號）</p> <p>作物代號： 稻作=1，非基改大豆（黃、黑豆）、硬質玉米=2，牧草及青割玉米=3，短期經濟林（6年）=4，原料甘蔗=5，小麥、蕎麥、胡麻、薏苡、仙草、高粱、綠豆=6，油茶=7，毛豆、矮性菜豆=8，採種蔬菜（西瓜、青花菜、花椰菜）=9，大宗蔬菜、大蒜=10，果樹=11，花卉=12，地方特色作物=13。</p>

附表 1 未來農業經營意願之問卷參數設定(續前頁)

變數	定義
若您現在農地是棄耕或廢耕，未來轉稻作、轉(契)作、轉地方特色作物及自行復耕種植意願	請問您未來考慮第一期作棄耕或廢耕地復耕之意願？ 不願意=1 願意=2
第一期作不願意復耕的理由為何	高齡/生病=1，勞力不足=2，從事其他工作=3，農地受災/污染=4，其他=5
若您第一期作願意復耕，當每分地農作收入比休耕多元時，會將棄耕或廢耕地復耕種植作物。	_____元(連續變數) _____ (作物代號) 作物代號： 稻作=1，非基改大豆(黃、黑豆)、硬質玉米=2，牧草及青割玉米=3，短期經濟林(6年)=4，原料甘蔗=5，小麥、蕎麥、胡麻、薏苡、仙草、高粱、綠豆=6，油茶=7，毛豆、矮性菜豆=8，採種蔬菜(西瓜、青花菜、花椰菜)=9，大宗蔬菜、大蒜=10，果樹=11，花卉=12，地方特色作物=13。
請問您未來考慮第二期作棄耕或廢棄地復耕之意願？	不願意=1 願意=2
第二期作不願意復耕的理由為何	高齡/生病=1，勞力不足=2，從事其他工作=3，農地受災/污染=4，其他=5
若您第二期作願意復耕，當每分地農作收入比休耕多元時，會將棄耕或廢耕地復耕種植作物。	_____元(連續變數) _____ (作物代號) 作物代號： 稻作=1，非基改大豆(黃、黑豆)、硬質玉米=2，牧草及青割玉米=3，短期經濟林(6年)=4，原料甘蔗=5，小麥、蕎麥、胡麻、薏苡、仙草、高粱、綠豆=6，油茶=7，毛豆、矮性菜豆=8，採種蔬菜(西瓜、青花菜、花椰菜)=9，大宗蔬菜、大蒜=10，果樹=11，花卉=12，地方特色作物=13。

資料來源：本研究整理。

附表 2 樣本配額表

鄉鎮區	臺南市		鄉鎮區	高雄市	
	人數	%		人數	%
總計	6,688	54.8%	總計	5,512	45.2%
下營區	725	10.8%	美濃區	1,261	22.9%
新市區	574	8.6%	大寮區	952	17.3%
學甲區	550	8.2%	林園區	556	10.1%
新化區	379	5.7%	岡山區	352	6.4%
永康區	374	5.6%	橋頭區	273	5.0%
鹽水區	344	5.1%	鳳山區	259	4.7%
安南區	338	5.1%	路竹區	237	4.3%
善化區	327	4.9%	阿蓮區	222	4.0%
新營區	312	4.7%	小港區	160	2.9%
佳里區	293	4.4%	杉林區	151	2.7%
歸仁區	264	3.9%	湖內區	126	2.3%
安定區	249	3.7%	梓官區	111	2.0%
麻豆區	220	3.3%	鳥松區	111	2.0%
仁德區	198	3.0%	彌陀區	105	1.9%
將軍區	191	2.9%	永安區	86	1.6%
西港區	184	2.8%	楠梓區	74	1.3%
北門區	166	2.5%	三民區	62	1.1%
官田區	141	2.1%	左營區	56	1.0%
東山區	138	2.1%	仁武區	52	0.9%
七股區	133	2.0%	苓雅區	45	0.8%
後壁區	126	1.9%	大樹區	40	0.7%
山上區	62	0.9%	前鎮區	40	0.7%
南區	59	0.9%	內門區	33	0.6%
東區	52	0.8%	甲仙區	23	0.4%
柳營區	47	0.7%	鼓山區	23	0.4%
北區	39	0.6%	新興區	18	0.3%
關廟區	37	0.6%	田寮區	17	0.3%
大內區	32	0.5%	旗山區	17	0.3%
六甲區	28	0.4%	六龜區	15	0.3%
左鎮區	26	0.4%	前金區	10	0.2%
中西區	20	0.3%	燕巢區	10	0.2%
白河區	17	0.3%	茄萣區	5	0.1%
安平區	15	0.2%	鹽埕區	5	0.1%
玉井區	13	0.2%	大社區	2	0.0%
楠西區	6	0.1%	茂林區	2	0.0%
龍崎區	6	0.1%	旗津區	1	0.0%
南化區	3	0.0%			

資料來源：本研究整理。

附表3 樣本配額表

第一層樣本配額

	受補助戶數	%	休耕	棄耕	合計
高雄市	6688	45.2%	172	11	183
臺南市	5512	54.8%	197	20	218
合計	12200	100.0%	369	31	400



第二層樣本配額						
	區域	受補助戶數	%	應完成	應完成區間	最終完成
高雄市	大寮區	952	28.0%	47	45~55	50
	岡山區	352	10.4%	17	15~25	16
	林園區	556	16.4%	27	25~35	27
	美濃區	1261	37.2%	62	60~70	67
	橋頭區	273	8.0%	13	10~20	12
	合計	3,394	100.0%	167	165~175	172
	臺南市	區域	受補助戶數	%	應完成	應完成區間
下營區		725	22.1%	45	40~50	43
永康區		374	11.4%	23	20~30	22
安南區		338	10.3%	21	15~25	23
新化區		379	11.5%	23	15~25	21
新市區		574	17.5%	35	30~40	36
區域		受補助戶數	%	應完成	應完成區間	最終完成
學甲區		550	16.7%	34	30~40	32
鹽水區		344	10.5%	21	20~30	20
合計		3,284	100.0%	203	195~205	197

資料來源：本研究整理。

Farmers' Land Use Decision-Making Considering Agricultural Direct Payment Policy

Shu-Yi Liao^{*}, Hsing-Wei Lin^{**}, Wan-Yu Liu^{***}

Strengthening that farmland used for farming is one of the goals of Taiwan's agricultural direct payment policy. And the key to achieving this policy goal is whether fallow farmers will resume farming due to direct payment measures. This study collects empirical data through questionnaires, and establishes the distribution of re-cultivation of rice and other crops to the risk premium based on economic theory models, and conducts empirical analysis by the distribution. The empirical results of this study point out that when the payment amount is TWD 25,000/ha per cropping season, the marginal area increase in percentage of fallow to rice and fallow to other crops will be the largest (0.207% and 0.165%, respectively). In total, about 5.253% of fallow farmland will resume farming due to direct payment measures. For non-qualified farmland, under the agri-environmental basic payment, the payment amount is set at TWD 5,000/ha per cropping season, the cumulative area percentage of re-cultivation is about 0.046%. This measure may have a certain effect on the policy goal of farmland used for farming, but compared with the potential

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

** Ph.D., Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

*** Corresponding author. Distinguished Professor, Department of Forestry, National Chung Hsing University, Taichung City, Taiwan, R.O.C. E-mail: wylu@nchu.edu.tw. The authors appreciate the Council of Agriculture, Executive Yuan for the research funding support (109 農科-5.1.3-企-Q3). If there are any mistakes in the article, the authors will be respondent for those.

Received 26 April 2021; Received in first revised form 18 September 2021; Received in second revised form 10 November 2021; Accepted 12 December 2021.

profits of illegal use of abandoned farmland, the effect of the measure is obviously insufficient. The study recommends that in order to prevent the abandonment and the illegal use, the government should appropriately adjust the direct payment, strengthen investigations, and timely forced removal. This can effectively curb illegal use, slow down the loss of fertile agricultural land, and protect precious farmland resources.

Keywords: *direct payment, agri-environmental basic payment, farmland used for farming*

JEL Classification: Q51, Q57