

# 台灣稻作農家的生產風險與技術效率 之研究：1998-2004

戴錦周\*

本文利用考慮異質變異性的隨機生產邊界模型，同時估算 1998-2004 期間稻作農家的生產風險與技術效率，並分析其影響因素。近年來，台灣的稻米生產是自有勞動節省、耕作機械化、多用肥料、和租地化的型態。實證結果顯示：勞動密集度、機耕工時比率、和租地比率的提高，可以增進技術效率。此外，勞動和肥料是屬於風險遞減型的投入，而土地則是風險遞增型的投入；氣溫的高低會影響生產風險，降雨量則沒有顯著的影響。最後，根據迴歸結果得知：2001-2004 期間的稻農技術效率低於 1998-2000 期間，而生產風險則是較高的。

**關鍵詞：**稻作農家、生產風險、技術效率、隨機邊界、異質變異性

---

\* 戴錦周為國立臺中技術學院財務管理系副教授。作者感謝兩位匿名審查委員的寶貴建議，惟文責由作者自負。

## I、前　言

農業是生物性的生產事業，利用動植物的生長機制得到產出，不像工業可以高度控制生產的時空與質量，因而生產風險較高，故曰「靠天吃飯」。詳而言之，舉凡氣候因素、農業政策、農業法規、貿易型態、競爭壓力、和農場管理方式，均會影響農業生產風險（production risk）。對農民來說，資本設備（如灌溉設施、和農業機械）、作物輪種（crop rotation）、分散化策略（diversification）、耕作制度（tillage system）、病蟲害管理（pest management）、農場區塊分佈（spatial distribution）、土地租賃與取得契約、新創技術的採用、和關於農藥、種子、和市場資訊的吸收等，都可能影響生產風險，進而影響生產的結果和農民的收入（Kintzle, 1998）。對整體市場來說，風險因素會影響農產品的供給彈性、產量的預測、農民的所得、以及消費者的支出。對農政當局來說，如果無法了解風險的反應（risk response）為什麼會產生，便難以改善或評估一個政策，乃至提升技術和配置效率，促進農業生產力的成長（何京勝，1984；李順成、林至美，1988；謝俊雄，1990；劉祥熹，1999；Just and Pope，2003）。

另一方面，對於農家效率的衡量和解釋，一直是台灣學界關心的課題，隨機邊界分析（stochastic frontier analysis）（傅祖壇、詹滿色，1990；傅祖壇、詹滿色與劉錦添，1992）和資料包絡分析（data envelope analysis）（許智富、曾國雄，2002）是研究者常用的方法。由於使用的頻率頗高，類似的模型不斷被應用，乃至於有現成的軟體供研究者直接套用，如 FRONTIER 4.1（Coelli, 1994；Lundvall and Battese, 2000）。回顧台灣農家效率的文獻，可以發現大部分的作品並沒有考慮到異質變異性（heteroscedasticity）的問題，這可能是受限於理論模型和軟體程式的關係。但是早在 1970 年代，西方學者們（Just and Pope, 1978、1979）便開始注意農業生產的異質變異

性，他們證實某些投入的用量會影響產量的機率分配型態。其次，從計量經濟學的觀點，若採用橫斷面資料（cross sectional data）或 panel data 常有異質變異性的問題，所以若用同質變異性（homoscedasticity）的設定，可能會降低生產隨機邊界的推估效率。另外，同質變異的模型也可能忽略了一些可用來探討生產行為模式的重要訊息；換言之，若將農業產出的條件機率分配之變異數定義為生產風險，而此風險不是一個常數，亦即會受到農民生產投入施用方式、農場規模、土地所有權、和政策等因素的影響，則對這些因素的分析，將有助於農民和政府的風險管理績效。最後，將生產風險納入建模考量對於技術效率的推估也是很重要的，因為隨機生產邊界法之所以能夠估計個別農家技術效率，在於誤差項的分解—即純粹誤差和技術無效率誤差。而這兩種誤差的聯合條件機率密度函數是會受到異質變異性的影響，忽略此項可能存在的事實，勢必誤導技術效率的評估。

本文研究的主題是在最近兩個農業政策方案期間（即「跨世紀農業建設方案」和「邁向二十一世紀農業新方案」），稻作農家生產風險與技術效率的評估與其影響因素的探討。這兩個農業政策方案是政府為了加速農業結構調整、永續農業發展的積極作為。「跨世紀農業建設方案」（1997 年 7 月 - 2000 年 12 月）以建立安全與均衡的糧食生產制度、提昇農漁牧產品的競爭力、輔導具企業經營理念的產銷組織、建立有效率的運銷體系、創造安定的農業經營環境、推廣和諧永續的農業經營、促進農業資源的合理利用等為目標。在稻米政策上，為因應國內外經貿環境的改變，該方案承續「稻田轉作計畫」，於 1997 年 7 月 1 日起施行「水旱田利用調整計畫」。稻米生產由「自給自足」調整為「供需平衡」，不再強調減少稻作面積，以安定稻米的生產；自 1998 年 1 月 1 日起，逐步廢除國內雜糧保價收購制度，並實施休耕補貼措施。而對於未參與休耕，經營效率較高的農民，則必須引進穩定所得機制，並予以適度的支援與輔導；以輪作與集團獎勵，推廣地區性特產及擴大生產規模。

而「邁向二十一世紀農業新方案」(2001年1月-2004年12月)之農糧產業發展目標，則為：穩定稻米供給，確保國內糧食安全、健全農產品產銷體系，兼顧生產者與消費者權益、發展食品加工，提升農產品附加價值、加強農產品的衛生安全，以增進消費者信心及合理利用資源，謀求農業永續發展。而為了因應我國加入世界貿易組織（World Trade Organization，以下簡稱 WTO），政府逐年削減農業境內總支持（aggregate measure of support，以下簡稱 AMS），並透過「水旱田利用調整計畫」，積極輔導低產或稻米品質較差地區農民參與規劃性休耕，朝向推動稻作單一期作化，另一期作則辦理生態維護或地力保育。另外，為了維護農業資源和糧食安全，推動宣導安全用藥及合理化施肥措施，積極研發生物性農藥與肥料，加強農藥及肥料品質管理。在 1974 年設置的「糧食平準基金」，實施稻米保價收購制度，對穩定糧食供需、照顧農民收益方面有顯著成效，但也對政府財政造成極大負擔，於 2001 年裁撤該基金，以後各年度稻米保價收購所需資金，由政府循預算程序編列，並研究以「直接給付」方式替代「稻米保價收購」制度之可能性。

在這樣的時空背景下，台灣最重要的作物—稻米的生產者，是否因為「稻米保價收購」制度的改變、「轉作休耕」的推動、和開放稻米限量進口等重大的轉變，而改變其對稻米生產的經營態度與方式？生產風險是否因而提高？技術效率是否因而低落？如何改善這種情況？故本文擬建立一個考慮生產風險的隨機生產邊界模型，利用 1998-2004 的稻作農家資料進行推估，希望藉由實證結果的分析，對這些問題提供可能的答案。

## II、文獻回顧

Just 與 Pope (1979) 採用 Harvey (1976) 的異質變異之修正模型，將要素投入對產出變異數的影響納入考量，並應用在美國玉米和燕麥的研究上，實

證結果發現：肥料是風險遞增型（risk-increasing）的投入。Taylor (1984) 用 hyperbolic trigonometric 轉換法，估計玉米產量的條件累加機率密度函數，結果顯示：氮肥施用率會改變產量的機率密度函數，亦即當氮肥施用率較高時，產量的機率密度之分散程度較大。Ramaswami (1992) 的研究則進一步發現：農民的風險偏好態度和技術型態，會影響要素是風險遞減（risk-decreasing）、或風險遞增型態。Traxler *et al.* (1995) 利用 Just-Pope 生產函數，研究 1950-1986 期間小麥品種科技的演進對生產風險的影響，結果發現：氮肥施用量對小麥產量變異數的影響，其實是受品種科技演進的制約，亦即氮肥施用和品種科技有交互影響效果，而在考慮了品種科技的影響之後，氮肥本身的效果變成不顯著了。

Saha、Shumway 與 Talpaz (1994) 將修正的 Just-Pope 模型應用在 1979-1982 期間 15 家 Kansas State 小麥農場的資料上，發現生產資材是風險遞減型投入，而資本對生產風險的影響則是不顯著的。Kim 與 Chavas (2003) 研究 1974-1997 期間美國玉米帶生產區技術進步和氣候變化對產量風險的影響，結果顯示：一般來說，相對溼度和技術進步均會影響米玉產量的均數、變異數乃至於偏態係數，亦即會提高生產風險。Ramírez (1997) 則研究玉米帶的玉米、大豆、小麥產量分配之異質變異性、偏態、和峰度。Moss 與 Shonkwiler (1993) 的研究顯示玉米產量分配是非常態分配的。Antle 與 Goodger (1984) 利用有彈性的動差法（flexible moment-based approach）研究加州酪農產業，結果發現：飼料、資本設備、牛群、管理、和獸醫等要素投入，的確會影響生產風險或各級動差的結構。

另外，關於生產風險和技術效率的研究，Kumbhakar (2002) 利用 1992 年挪威鮭魚產業資料，發現勞動和資本投入均可以降低生產風險，但飼料投入會增加風險。在技術效率方面，勞動和資本投入均可以降低技術無效率，但飼料投入會增加技術無效率。Barrett *et al.* (2004) 的研究顯示：新的稻米耕種技術雖可提高 Malagasy 地區之稻米產量但也增加了產量風險，此外農

民的特性，如生產力較高、化肥施用較多、缺水期較長、耕作經驗較少的農民，其產量風險亦較高。Hadri (1999) 認為純粹誤差和無效率誤差都可能有異質變異性，因而採用雙重異質變異隨機生產邊界模型，並以銀行業的資料進行分析。後來，Hadri、Guermat 與 Whittaker (2003) 繼續將雙重異質變異隨機生產邊界應用於英國的穀物生產資料上，實證結果顯示：在 translog 的函數型式和只有純粹誤差具異質變異性下，土地是風險遞減型投入，但在雙重異質變異的模型中，土地面積對生產風險則無顯著影響。

從文獻回顧中得知，雖然各種投入和外生變數對生產風險的影響，在風險遞增或遞減型態上並無定論，但至少有一點是可以確定的：在推估生產函數或技術效率時，不宜忽略可能存在的異質變異性。

### III、模 型

在隨機邊界的架構下，假設台灣稻作農家的生產函數為：

$$\text{Log}(Y_i) = f(x_i, \beta) + v_i - u_i \quad (1)$$

其中  $\text{Log}(\cdot)$  為自然對數函數， $Y_i$  是稻農  $i$  的稻米產量， $x_i$  為稻農  $i$  的投入矩陣， $f(x_i, \beta)$  為生產邊界確定的部分， $\beta$  為待估計參數向量， $v_i$  和  $u_i$  分別為干擾項 (noise) 和無效率成分 (inefficiency component)。各種模型對於  $v_i$  和  $u_i$  的假設，因情況不同而不同。例如典型的 Just-Pope 模型，假設：

$$u_i = 0 \quad (2a)$$

$$v_i \sim N(0, \sigma_{vi}^2) \quad (2b)$$

$$\sigma_{vi}^2 = \exp(z_i^\nu \delta) \quad (2c)$$

亦即不考慮無效率成分，其生產邊界只考慮隨機干擾項  $v_i$ ，且  $v_i$  為異質變異的常態分配 (heteroscedastic normal distribution) 型態。 $v_i$  的變異數  $\sigma_{vi}^2$  受解

釋變數矩陣  $z_i^v$  的影響，上標「 $v$ 」表示這些解釋變數是關於隨機干擾項  $v_i$  的部分（以區別下文關於無效率成分  $u_i$  的部分之解釋變數矩陣  $z_i^u$ ）， $\delta$  為  $z_i^v$  相對應的參數向量； $\exp(\cdot)$  為指數函數。Just 與 Pope (1978、1979) 利用此種設定研究投入對生產風險的邊際效果，以檢視投入是屬於風險遞增或遞減型態，前者是投入的係數顯著為正，後者是投入的係數顯著為負。至於傳統隨機邊界模型，則假設：

$$v_i \sim N(0, \sigma_v^2) \quad (3a)$$

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2) \quad (3b)$$

亦即生產邊界的隨機性來自於純粹的干擾項  $v_i$  和技術無效率  $u_i$ ，而  $v_i$  是符合 0 為均數、 $\sigma_v^2$  為變異數的常態分配； $u_i$  是符合 0 為均數、 $\sigma_u^2$  為變異數的「非負」常態分配，因為技術無效率總是降低實際產量。若將 Just-Pope 模型關於  $v_i$  之異質變異性放入傳統隨機邊界模型中，則假設變成：

$$v_i \sim N(0, \sigma_{vi}^2) \quad (4a)$$

$$\sigma_{vi}^2 = \exp(z_i^v \cdot \delta) \quad (4b)$$

$$u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2) \quad (4c)$$

如果考慮  $u_i$  的均數  $\mu$  可能不為 0，乃至於是變數矩陣  $z_i^u$  的函數，則隨機邊界模型的更一般化型態為：

$$v_i \sim N(0, \sigma_{vi}^2) \quad (5a)$$

$$\sigma_{vi}^2 = \exp(z_i^v \cdot \delta) \quad (5b)$$

$$u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2) \quad (5c)$$

$$\mu_i = z_i^u \cdot \theta \quad (5d)$$

式(5b)代表農業生產風險受到  $z_i^v$  的影響，而利用式(5d)則可探討技術效率的

影響因素，此為本文所採用的模型。在式(5a)-(5d)的假設下，對數概似函數 (Kumbhakar and Lovell, 2000; Jaenicke、Frechette and Larson, 2003) 為：

$$\begin{aligned} LogL = & \text{截距} - \sum [Log(\sigma_i) + Log(\Phi(\mu_i / \sigma_u)) - Log(\Phi(\mu_i / (\sigma_i \lambda_i) - e_i \lambda_i / \sigma_i))] \\ & + 0.5((e_i + \mu_i) / \sigma_i)^2 \end{aligned} \quad (6)$$

其中  $e_i = Log(Y_i) - f(x_i, \beta) = v_i - u_i$ ， $\sigma_i^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_{vi}^2)^{0.5}$ ， $\lambda_i = \sigma_u / \sigma_{vi}$ ， $\Phi(\cdot)$  為標準常態累加分配函數。

進一步假設式(1)的稻米生產函數為 translog 型式 (Lundvall and Battese, 2000; Giannakas、Tran and Tzouvelekas, 2003)，則：

$$\begin{aligned} f(x, \beta) = & \beta_0 + \beta_1 Log(N) + \beta_2 Log(L) + \beta_3 Log(K) + \beta_4 Log(CM) + \beta_5 Log(F) \\ & + \beta_6 Log(N)Log(N) + \beta_7 Log(L)Log(L) + \beta_8 Log(K)Log(K) \\ & + \beta_9 Log(CM)Log(CM) + \beta_{10} Log(F)Log(F) + \beta_{11} Log(N)Log(L) \\ & + \beta_{12} Log(N)Log(K) + \beta_{13} Log(N)Log(CM) + \beta_{14} Log(N)Log(F) \quad (7) \\ & + \beta_{15} Log(L)Log(K) + \beta_{16} Log(L)Log(CM) + \beta_{17} Log(L)Log(F) \\ & + \beta_{18} Log(K)Log(CM) + \beta_{19} Log(K)Log(F) + \beta_{20} Log(CM)Log(F) \\ & + \beta_{21} PERIOD \end{aligned}$$

其中  $\beta_s$  為各解釋變數的係數；N、L、K、CM、和 F 分別代表土地、勞動、資本、農藥、和肥料；PERIOD 為虛擬變數，當資料為第一期稻作時，PERIOD=1，否則 PERIOD=0。土地、勞動、和資本是常見的投入項目，但是為了對稻米的生產方式有進一步的分析，本文參考 Antle 與 Crissman (1990)、Hazarika 與 Subramanian (1999)、Hadri、Guermat 與 Whittaker (2003)、和 Okike *et al.* (2004) 等的設定，加入肥料和農藥投入。

其次，為了研究生產風險的影響因素，將生產風險的函數式(5b)明確地設定為：

$$\begin{aligned}\sigma_v^2 = & \exp[\delta_1 \text{Log}(RAIN) + \delta_2 (\text{Log}(RAIN))^2 + \delta_3 \text{Log}(TEMP) \\ & + \delta_4 (\text{Log}(TEMP))^2 + \delta_5 \text{Log}(N) + \delta_6 \text{Log}(L) + \delta_7 \text{Log}(K) \\ & + \delta_8 \text{Log}(CM) + \delta_9 \text{Log}(F) + \delta_{10} D2001 + \delta_{11} \text{PERIOD}]\end{aligned}\quad (8)$$

其中  $\delta_s$  為各解釋變數的係數；RAIN 為降雨量，TEMP 為氣溫，N、L、K、CM、和 F 分別代表土地、勞動、資本、農藥、和肥料；D2001 為代表農政期間之虛擬變數，若資料為 2001-2004 期間，D2001=1，若為 1998-2000 期間，D2001=0。2001-2004 為「邁向二十一世紀農業新方案」期間，而 1998-2000 為「跨世紀農業建設方案」期間，本文想藉 D2001 分析在不同的農政期間，稻農的生產風險是否發生變化。PERIOD 為虛擬變數，代表第一期稻作。另外，降雨量和氣溫在此代表氣候因素的影響 (Thompson, 1975)，由於氣候的影響往往是非線性的，故有平方項的設定 (Mendelsohn、Nordhaus and Shaw, 1994；Chang, 2002)。總之，式(8)代表生產風險可能會受到氣候、要素投入、農業政策、和稻作期數等因素的影響。

若將式(5d)之技術無效率均數的函數型式明確地寫出，則：

$$\begin{aligned}\mu = & \theta_0 + \theta_1 \text{Log}(K/N) + \theta_2 \text{Log}(L/N) + \theta_3 \text{MLR} + \theta_4 \text{RENTR} \\ & + \theta_5 \text{SPECI} + \theta_6 D2001 + \theta_7 \text{PERIOD}\end{aligned}\quad (9)$$

其中  $\theta_s$  為各解釋變數的係數，K/N 為資本土地比或土地之資本密集度 (capital intensity)，L/N 為勞動土地比或土地之勞動密集度 (labor intensity)，MLR 為機耕工時比率，RENTR 為租地比率。SPECI 為虛擬變數，代表專業稻農，若資料為專業稻農，SPECI=1，否則 SPECI=0。虛擬變數 D2001 代表 2001-2004 之農政期間；虛擬變數 PERIOD 代表第一期稻作。此外，參考 Antle 與 Crissman (1990) 的研究，他們將勞動分為若干種類，如種植、整地、和田間管理等，認為不同的勞動結構對生產會產生影響。所以本文也在模型中納入勞動結構的考量。由於台灣稻農僱用機械工的情形相當普遍，作業的內容包括插秧、移植、除草、追肥、本田管理、和收成等，故

在模型中採用機耕工時比率來研究其對效率的影響。MLR 除了代表僱工投入的情形，也代表機械化的程度，所以是一個頗富經濟意義的變數。其次，本文也想探討以租地方式擴大農場經營，對技術效率的影響，故將租地比率納入模型。由於農場的經營績效與農場的特性、生產技術的採用、和農業政策等因素有關（李崇尚、張錦秀、蔣憲國，1996），所以本文利用式(9)探討技術無效率的平均水準是否會受到土地之資本密集度、土地之勞動密集度、機耕工時比率、租地比率、專業別、政策期間、和稻作期數的影響。至於效率指標  $TE$ ，可利用下式得到第  $i$  個縣市的技術效率指標（Coelli，1994；Hadri、Guermat and Whittaker，2003）：

$$TE_i = \exp(-u_i) \quad (10)$$

## IV、實證結果

### 4.1 資料來源與說明

本文的資料來源為：行政院農業委員會農糧署編印的「臺灣地區稻穀生產成本調查報告」。農糧署為瞭解農民種稻成本，以做為改善農民所得及穩定糧價等政策的參考，每年分兩期辦理「臺灣地區稻穀生產成本調查實施計劃」，第一期調查當年 4 月 1 日至 8 月 15 日收成者，第二期為 8 月 16 日至翌年 1 月 31 日收成者。

關於研究期間的選擇，實無絕對客觀的依據。近年來，「生產調整」以因應加入 WTO 的衝擊，乃是稻米政策的主軸之一，如政府於 1997 年 7 月 1 日開始實施「水旱田利用調整計畫」，自 1998 年 1 月 1 日起逐步廢除國內保價收購制度，並實施休耕補貼措施，稻作生產將受到某種程度的影響。此外，「跨世紀農業建設方案」的實行期間為 1997 年 7 月至 2000 年 12 月，「邁向二十一世紀農業新方案」的實行期間為 2001 年 1 月至 2004 年 12

月，故以 1998-2004 為研究期間，共七年 15 個縣市地區，包括「專業」、「兼業—以農業為主」、「兼業—以兼業為主」三類稻農、兩期稻作的資料，並刪除部分缺漏資料，共得 587 筆資料。

至於生產函數式(7)中的變數—產量、農藥、肥料、和土地的資料，分別來自於「臺灣地區稻穀生產成本調查報告」的「稻穀生產量」、「農藥及其他藥品費」、「肥料費」、和「平均每戶調查田面積」等科目；勞動為「工資」除以「每工工資」而得；資本由「農舍農具費用」設算而得 (Griliches, 1980; Nadiri, 1980；註 1)。降雨量和氣溫資料來自農業委員會編印的「農業統計年報」之「氣象與災害」。

技術無效率函數式(9)中的機耕工時比率為「機耕合計時數」/「人工合計時數」。工時可分成秧田、移植前本田、移植、除草追肥、本田管理、和收成工時，各項目都有機耕時數的成分，亦即各項作業皆有僱用機械工的情形。此外，租地比率為「租用面積」/「平均每戶耕地面積」。

## 4.2 敘述統計分析

表 1 是各縣市與稻米生產相關的變數之均數和標準差，其中資本、農藥費、和肥料費為實質變數，亦即已用農民所付物價指數（生產費用類，基期為 2001）平減，以去除物價因素的干擾。由表 1 可初步知道：各縣市的樣本在每公頃資本、土地面積、機耕工時比率、租地比率、和降雨量上，頗具差異。

表 2 是各年稻米生產相關變數的均數和標準差。每公頃稻米產量的均數和標準差似有微增的趨勢。每公頃勞動時數亦有增加的趨勢，不過參看機耕工時比率增加率更快的事實，勞動投入的增加其實是以增加機耕工時的方式來進行的，扣除機耕工時，自家的勞動投入其實並沒有增加，此當與農村人口外移和勞動力老化現象有關。此外，每公頃肥料費和租地比率有增加的趨勢；每公頃農藥費、每公頃資本、和土地面積則沒有明顯的趨勢。所以臺灣近年來的稻米生產是自有勞動節省、耕作機械化、多用肥料、和租地化的型態。

表1 各縣市稻米生產相關的變數之均數(標準差)

縣市	每公頃	每公頃	每公頃	每公頃	每公頃	土地	機耕工	租地	降雨量	氣溫	縣市
	稻米產量	勞動	資本*	農藥費*	肥料費*	面積	時比率	比率			樣本數
	公斤/公頃/期	時/公頃/期	元/公頃/期	元/公頃/期	元/公頃/期	公頃	MLR	RENTR	RAIN	TEMP	
台北縣市	4182 (1260)	389 (109)	30070 (21081)	4037 (1242)	4162 (806)	3.245 (2.328)	0.455 (0.137)	0.556 (0.212)	2389 (996)	23.4 (0.3)	37
宜蘭縣	4894 (1661)	368 (54)	13469 (14453)	5102 (1314)	4426 (573)	3.834 (3.226)	0.652 (0.197)	0.716 (0.113)	3112 (1225)	23.0 (0.2)	34
桃園縣	4602 (587)	388 (36)	18448 (10400)	2845 (918)	5395 (699)	1.553 (0.472)	0.585 (0.156)	0.088 (0.095)	1978 (730)	23.2 (0.3)	42
新竹縣市	5127 (735)	449 (65)	25195 (27860)	2691 (1022)	4877 (1391)	1.315 (0.686)	0.520 (0.073)	0.156 (0.120)	1554 (515)	23.0 (0.3)	38
苗栗縣	5471 (610)	432 (42)	21624 (12645)	3659 (1135)	5777 (779)	0.938 (0.638)	0.515 (0.092)	0.098 (0.117)	1510 (518)	23.0 (0.3)	36
台中縣市	5683 (1170)	459 (53)	11621 (6561)	5412 (1246)	6385 (908)	1.070 (0.532)	0.566 (0.141)	0.109 (0.072)	1624 (403)	24.0 (0.3)	30
彰化縣	6329 (1030)	402 (39)	13468 (14052)	8066 (1177)	7496 (1253)	0.802 (0.430)	0.438 (0.073)	0.079 (0.031)	1631 (381)	23.9 (0.3)	38
南投縣	5817 (519)	438 (40)	11580 (5844)	7677 (1193)	5754 (836)	1.120 (0.452)	0.644 (0.174)	0.321 (0.129)	1584 (393)	23.9 (0.2)	41
台南縣市	6095 (1186)	414 (31)	19805 (12165)	8064 (1236)	6282 (786)	0.762 (0.315)	0.465 (0.113)	0.075 (0.047)	1658 (427)	24.7 (0.3)	42
雲林縣	6210 (1173)	410 (33)	8212 (3816)	8449 (1047)	7248 (778)	0.841 (0.244)	0.545 (0.082)	0.091 (0.056)	1692 (505)	23.7 (0.3)	42
嘉義縣市	6272 (1009)	442 (18)	17871 (11631)	8941 (1407)	6986 (772)	1.195 (0.432)	0.403 (0.092)	0.192 (0.127)	1786 (657)	23.6 (0.3)	42
高雄縣市	5523 (1227)	441 (48)	26814 (12221)	7083 (2019)	6293 (1130)	0.794 (0.328)	0.445 (0.086)	0.148 (0.127)	1930 (614)	25.4 (0.2)	41
屏東縣	5747 (1382)	442 (34)	22887 (11358)	7239 (1401)	5980 (664)	1.382 (0.680)	0.485 (0.045)	0.297 (0.087)	2340 (453)	25.4 (0.3)	42
台東縣	5128 (448)	378 (34)	19434 (12581)	4256 (1258)	5973 (1657)	2.498 (1.522)	0.314 (0.041)	0.130 (0.094)	1956 (266)	24.7 (0.3)	40
花蓮縣	5352 (541)	367 (26)	23926 (29816)	6433 (1373)	5400 (888)	1.953 (1.209)	0.523 (0.182)	0.141 (0.126)	2113 (793)	23.8 (0.2)	42

註：\*=資本、農藥費、和肥料費為實質變數，已用農民所付物價指數（生產費用類，基期為2001）平減。

資料來源：臺灣地區稻穀生產成本調查報告。

表 2 稻米生產相關變數的均數（標準差），1998-2004

年	每公頃	每公頃	每公頃	每公頃	每公頃	土地	機耕工	租地	降雨量	氣溫
	稻米產量	勞動	資本*	農藥費*	肥料費*	面積	時比率	比率		
	Y/N 公斤/公 頃/期	L/N 時/公 頃/期	K/N 元/公 頃/期	CM/N 元/公 頃/期	F/N 元/公 頃/期	N 公頃	MLR	RENTR	RAIN 公厘/年	TEMP 攝氏度
1998	5251 (847)	378 (45)	13143 (11209)	5392 (2149)	5392 (1070)	0.337 (1.280)	0.373 (0.077)	0.129 (0.179)	2718 (864)	24.3 (0.9)
1999	5341 (1047)	381 (48)	13000 (10326)	5539 (2096)	5387 (1282)	0.484 (1.515)	0.373 (0.072)	0.161 (0.225)	1808 (548)	23.6 (0.8)
2000	5442 (1241)	395 (45)	30293 (23765)	6035 (2680)	5891 (1395)	0.726 (1.924)	0.471 (0.086)	0.128 (0.190)	2107 (697)	23.7 (0.8)
2001	5095 (1128)	429 (50)	20282 (19491)	6716 (2533)	6008 (1283)	0.515 (1.461)	0.541 (0.151)	0.230 (0.228)	2458 (427)	23.7 (0.8)
2002	5704 (1250)	433 (60)	23887 (16163)	6313 (2649)	6202 (1375)	0.610 (1.450)	0.553 (0.136)	0.262 (0.205)	1301 (190)	24.2 (0.7)
2003	5829 (1109)	441 (47)	17345 (10976)	6467 (2636)	6177 (1153)	0.535 (1.138)	0.592 (0.129)	0.274 (0.179)	1150 (316)	24.0 (0.8)
2004	5856 (1364)	443 (51)	15262 (10965)	5932 (2083)	6338 (1404)	0.553 (1.360)	0.611 (0.135)	0.274 (0.181)	1886 (347)	24.2 (0.7)

註：\*=資本、農藥費、和肥料費為實質變數，已用農民所付物價指數（生產費用類，基期為 2001）平減。

資料來源：臺灣地區稻穀生產成本調查報告。

### 4.3 隨機生產邊界與技術效率迴歸式

將稻米生產函數式(7)、生產風險函數式(8)、和技術無效率函數式(9)代入概似函數式(6)中，並以最大概似法（maximum likelihood method）進行推估，可以得到表 3 的結果。為了方便比較和進行假說檢定，本文亦推估了 Just-Pope 模型和同質變異的隨機邊界模型，結果列於文末的附表 1 和 2。表 3 生產函數的迴歸式中大部分的自變數的係數均顯著異於 0（註 2），其中交叉相乘項係數的顯著性表示投入的邊際產出（彈性）會受其它投入的影響，亦即投入間存在交互影響效果。其次，PERIOD 的顯著為正表示第一期作的產量高於第二期作。

表 3 考慮生產風險（異質變異性）之隨機生產邊界函數迴歸式

係數	標準誤	係數	標準誤		
生產函數 ( $\text{Log}(Y)$ ) 迴歸式：		技術無效率 ( $\mu$ ) 迴歸式：			
截距	-30.8192	3.5555 ***	截距	-2.1228	0.0624 ***
$\text{Log}(N)$	-10.9510	0.9990 ***	資本密集度 $\text{Log}(K/N)$	0.0003	0.0005
$\text{Log}(L)$	17.0888	0.9340 ***	勞動密集度 $\text{Log}(L/N)$	-0.0100	0.0033 ***
$\text{Log}(K)$	-0.6477	0.1350 ***	機耕工時比率 MLR	-0.0021	0.0008 ***
$\text{Log}(CM)$	-2.1579	0.2443 ***	租地比率 RENTR	-0.0025	0.0006 ***
$\text{Log}(F)$	-0.4306	0.6203	專業稻農 SPECI	0.0001	0.0002
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(N)$	-0.9305	0.0730 ***	農政期間 D2001	0.0034	0.0016 **
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(L)$	-1.44902	0.0911 ***	第一期作 PERIOD	0.0015	0.0012
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(K)$	-0.0035	0.0006 ***	生產風險 ( $\sigma_v^2$ ) 迴歸式：		
$\text{Log}(CM) \times \text{Log}(CM)$	0.0105	0.0113	降雨量 $\text{Log}(\text{RAIN})$	0.0083	0.7349
$\text{Log}(F) \times \text{Log}(F)$	0.0732	0.0440 *	$\text{Log}(\text{RAIN})^2$	0.0003	0.0488
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(L)$	2.5990	0.1508 ***	氣溫 $\text{Log}(\text{TEMP})$	3.8688	2.2109 *
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(K)$	-0.0810	0.0208 ***	$\text{Log}(\text{TEMP})^2$	-0.6238	0.3518 *
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(CM)$	-0.2606	0.0324 ***	土地 $\text{Log}(N)$	1.0388	0.3588 ***
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(F)$	-0.1425	0.0876	勞動 $\text{Log}(L)$	-0.8472	0.3283 ***
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(K)$	0.0765	0.0194 ***	資本 $\text{Log}(K)$	0.0076	0.0389
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(CM)$	0.2408	0.0340 ***	農藥 $\text{Log}(CM)$	0.0097	0.0270
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(F)$	-0.2583	0.0695 ***	肥料 $\text{Log}(F)$	-0.2449	0.0856 ***
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(CM)$	-0.0081	0.0080	農政期間 D2001	0.3610	0.1303 ***
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(F)$	0.0336	0.0122 ***	第一期作 PERIOD	-0.0272	0.0983
$\text{Log}(CM) \times \text{Log}(F)$	0.0798	0.0377 **			
第一期作 PERIOD	0.2806	0.0061 ***			
觀察值個數	587				
$\sigma_u$	0.0671	0.0019 ***			
Log 概似函數值	307707.7				

註： $*$ = 10% 顯著水準； $**$ = 5% 顯著水準； $***$ = 1% 顯著水準。

資料來源：本研究整理。

由表 3 的技術無效率迴歸結果得知：勞動密集度 ( $L/N$ )、機耕工時比率 (MLR)、和租地比率 (RENTR) 對技術無效率的均數 ( $\mu$ ) 有負的影響效果；而農政期間 D2001 則有正的效果。換言之，提高單位面積的勞動投入、耕作機械化程度、和用租地方式擴大農場經營規模，均可提升稻米生產的技術效率。此外，D2001 的係數為正數，顯示：稻農的技術效率在 2001-2004

期間是較低的。在經濟發展的過程中，許多國家的農民技術效率下降是可以理解的，此方面的負面效果常可以在更強的技術進步效果中得到彌補而呈現正的生產力之成長（Tauer, 1993；Arnade, 1998）。

#### 4.4 生產風險迴歸式

由表 3 生產風險迴歸式的部分得知：在氣候因素方面，降雨量（RAIN）及其平方項的影響並不顯著，不過氣溫（TEMP）及其平方項的影響是顯著的，氣溫的提高使稻米的產量變異數提高，不過其平方項的係數為負，表示邊際效果是遞減的。雖然氣候的因素是稻農無法控制的，但是它的影響如果是存在的，在推估生產函數和生產風險時，須將氣候納入建模的考量，才能得較正確的結果。此外，土地（N）和 D2001 對生產風險 ( $\sigma_v^2$ ) 有正的影響；勞動（L）和肥料（F）則有負的影響。換言之，擴大農場經營面積會增加生產風險，即土地是風險遞增型投入；增加勞動和肥料可以降低生產風險，亦即勞動和肥料均為風險遞減型投入。Antle 與 Crissman (1990) 的研究顯示，種植、整地、和田間管理各類勞動投入是可以降低 Philippines 稻米產量分配的二級動差；而 Kumbhakar (2002) 的研究也顯示勞動是風險遞減型投入，與本文的結果類似。

由表 2 可知近年來稻農有多用肥料的傾向，而根據「臺灣地區稻穀生產成本調查報告」(2004 年第二期)，肥料投入大部分為化學肥料（佔肥料費 97.308%），但多用化學肥料有礙地力的長期維持，反觀近年來農政目標之一為：「維繫生產與環境之和諧關係，確保資源長期之生產力；防治農業污染，有效利用農業廢棄資源，推動施用有機肥料、生物肥料、合理施用化學肥料及非農藥技術，形成農漁牧生產、水資源涵養與生態保育相結合之永續經營方式。」所以，雖然肥料投入可以降低生產風險，但是基於永續經營的觀點，應該有所節制。至於農藥對生產風險的效果不具顯著性，更是不該增用。

此外，D2001 的係數是正數，表示生產風險在 2001-2004 期間是較高的。在開放稻米限量進口、鼓勵轉作休耕的氛圍下，農民經營稻作的態度可能漸趨消極、疏於田間管理，以至於生產風險增高。此外，休耕比率逐漸提高，休耕田地若任其荒蕪，增生的雜草蟲鼠，將危害鄰田，也是風險的來源之一。

#### 4.5 各縣市和各年度的技術效率與生產風險

表 4 是各縣市估計的技術效率指標和生產風險，縣市欄位是按第一期稻作技術效率指標排序。南投縣、彰化縣、和花蓮縣的第一期樣本稻農的效率最高；桃園縣、宜蘭縣、和台北縣市的效率最低。不過效率指標的數值其實都很接近，除了宜蘭縣（0.9642）和台北縣市（0.9569）較低之外，其它縣市指標均在 0.98 之上。表 4 的第三、四欄是第一、二期稻作的生產風險。第二期作的生產風險全部高於第一期作，一般來說第一期作是稻米生產的重點，其單位面積產量和總產量均較高，所以近年來稻田轉作的重點便放在第二期作，而根據表 4 得知第二期作的生產風險較高，所以減少第二期作的種植頗具風險管理上的意義。表 5 則是各年度的技術效率與生產風險。技術效率沒有明顯的趨勢，但是生產風險在 2001-2004 期間則明顯高於 1998-2000 期間。若根據表 3 的技術無效率迴歸結果，2001-2004 期間的技術效率均數是較低的，不過那是「其它變數不變下」的淨效果（net effect），在此則為允許其它變數改變下的總效果（gross effect），此處之技術效率沒有明顯的趨勢，並沒有與迴歸結果抵觸。

生產風險在 2001-2004 期間較高的現象表示：在「邁向二十一世紀農業新方案」期間，政府為了因應加入 WTO，逐年削減 AMS，透過「水旱田利用調整計畫」，積極輔導農民參與規劃性休耕，朝向推動稻作單一期作化等政策措施雖然可以降低稻米開放進口對農民的衝擊，但是可能間接造成稻米生產風險的提高，卻是值得吾人注意的問題。

表 4 各縣市估計的技術效率指標和生產風險

縣 市 <sup>*</sup>	技術效率指標 $TE$		生產風險 $\sigma_v$	
	第一期稻作	第二期稻作	第一期稻作	第二期稻作
南投縣	0.9903	0.9867	0.1021	0.1313
彰化縣	0.9902	0.9913	0.0805	0.1237
花蓮縣	0.9900	0.9882	0.1077	0.1528
新竹縣市	0.9865	0.9856	0.0985	0.1331
苗栗縣	0.9865	0.9888	0.0921	0.1406
高雄縣市	0.9865	0.9857	0.0863	0.1378
屏東縣	0.9864	0.9858	0.0885	0.1406
台南縣市	0.9860	0.9910	0.0854	0.1436
台東縣	0.9859	0.9876	0.0794	0.1265
嘉義縣市	0.9855	0.9859	0.0780	0.1217
雲林縣	0.9853	0.9884	0.0819	0.1234
台中縣市	0.9851	0.9870	0.0739	0.1234
桃園縣	0.9808	0.9853	0.0905	0.1481
宜蘭縣	0.9642	0.9644	0.1214	0.2530
台北縣市	0.9569	0.9687	0.1084	0.2046
台灣	0.9831	0.9853	0.0920	0.1444

註：<sup>\*</sup>= 縣市按第一期稻作技術效率指標排序。

資料來源：本研究整理。

表 5 技術效率指標和生產風險，1998-2004

年	技術效率指標 $TE$	生產風險 $\sigma_v$
1998	0.9842	0.1132
1999	0.9829	0.0974
2000	0.9783	0.0888
2001	0.9864	0.1668
2002	0.9848	0.1179
2003	0.9867	0.1086
2004	0.9860	0.1317

資料來源：本研究整理。

## 4.6 假說檢定

在結束本章之前，利用概似比檢定（likelihood ratio test，以下簡稱 *LR*）來驗證：到底台灣稻米生產資料是適合 Just-Pope 模型、同質變異的隨機邊界模型、還是本文所採用的異質變異的隨機邊界模型？檢定統計量的計算公式為：

$$\text{概似比 } LR = 2 \times (L_1 - L_0)$$

其中  $L_1$  為未受限模型的概似函數值， $L_0$  為受限模型的概似函數值，在虛無假設為真的情況下，*LR* 漸近符合  $\chi^2$  分配（Giannakas、Tran & Tzouvelekas，2003；Hadri、Guermat & Whittaker，2003），其中  $\chi^2$  的自由度則為限制式的個數。

假說檢定一：本文資料適合 Just-Pope 模型或異質變異的隨機邊界模型。

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_7 = 0 ; H_1 : \text{並非所有的 } \theta_s \text{ 為 } 0$$

若 *LR* 值落在接受域，表示接受  $H_0$ ，採用 Just-Pope 模型是合適的；若落在棄却域，則支持本文的模型。

$$\begin{aligned} LR &= 2 \times (\text{表 3 的概似函數值} - \text{附表 1 的概似函數值}) \\ &= 2 \times (307707.7 - 924.2) = 613567.0 \\ LR &> \chi^2(7, 0.01) = 18.5 \end{aligned}$$

所以 *LR* 值落在棄却域，支持本文的模型。

假說檢定二：本文資料適合同質變異或異質變異的隨機邊界模型。

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_{11} = 0 ; H_1 : \text{並非所有的 } \delta_s \text{ 為 } 0$$

若 *LR* 值落在接受域，表示接受  $H_0$ ，採用同質變異的隨機邊界模型是合適的；若落在棄却域，則支持本文的模型。

$$\begin{aligned} LR &= 2 \times (\text{表 3 的概似函數值} - \text{附表 2 的概似函數值}) \\ &= 2 \times (307707.7 - 293579.1) = 28257.2 \end{aligned}$$

$$LR > \chi^2(11, 0.01) = 24.7$$

所以  $LR$  值落在棄却域，支持本文的模型。

## V、結論

本文利用異質變異的隨機生產邊界模型，探討 1998-2004 期間稻作農家生產風險與技術效率的評估、與其影響因素。實證結果顯示：台灣近年來的稻米生產型態是自有勞動節省、耕作機械化、多用肥料、和租地化的型態，其中勞動密集度、機耕工時比率、和租地比率的提高，可以增進稻農的技術效率水準。在生產風險方面，氣溫和其平方項的效果是顯著的，代表氣候因素會影響稻米的產量變異數。此外，土地是風險遞增型的投入，而勞動和肥料則是風險遞減型的投入。最後根據迴歸分析，2001-2004 期間的稻農技術效率低於 1998-2000 期間，而生產風險則是較高的。由此可知，台灣最重要的作物—稻米的生產者，在稻米保價收購制度的改變、轉作休耕的推動、和開放稻米限量進口等重大轉變的氛圍下，對稻米生產的經營態度與方式已有所改變，技術效率趨於低落，生產風險逐漸提高，這是農政當局在推行農業政策的同時必須注意到的問題。

## 附註

1. Griliches (1980) 和 Nadiri (1980) 建議以下列的方法來設算  $t$  期的資本存量：

$$K_t = I_t + (1-d)K_{t-1}$$

其中  $K_t$ 、 $I_t$ 、和  $d$  分別為  $t$  期的資本存量、毛投資、和折舊率。上式可改寫為：

$$(K_t - K_{t-1}) / K_{t-1} = I_t / K_{t-1} - d$$

所以，資本年平均成長率 ( $g$ ) 為：

$$g = I_t / K_{t-1} - d$$

所以，資本存量的估計式為：

$$K_{t-1} = I_t / (g - d)$$

在本文  $I_t$  為「農舍農具費用」；假設折舊率為 5%； $d$  以農委會編印的「農業統計年報」之「(農業)國內固定資本形成毛額」的成長率代理之。

2. 生產函數的土地、資本、和肥料之係數為負似有違一般經驗，但根據 Beattie 與 Taylor (1985, pp.66-69)，負的係數雖沒有滿足全域嚴格準凹性 (global strict quasi-concavity)，仍可能符合局部嚴格準凹性 (local strict quasi-concavity)。亦即在某些情況下，生產函數的嚴格準凹性仍可被滿足，以肥料 (CM) 為例，將式(7)對  $\text{Log}(CM)$  偏微分可得肥料的產出彈性：

$$\begin{aligned}\partial \text{Log}(Y) / \partial \text{Log}(CM) &= \beta_4 + 2\beta_9 \text{Log}(CM) + \beta_{13} \text{Log}(N) \\ &\quad + \beta_{16} \text{Log}(L) + \beta_{18} \text{Log}(K) + \beta_{20} \text{Log}(F)\end{aligned}$$

代入表 3 的係數估計值和各投入變數平均值，可得正的產出彈性值，所以雖然  $\text{Log}(CM)$  的係數  $\beta_4$  是負的，但肥料對產出的邊際效果還是正的，所以結果並沒有違背常理，其它投入的情況類此。

## 參考文獻

- 何京勝，1984。「二次風險規劃模式在農場經營的應用」，《農業經濟半年刊》。35 期，1-24。
- 李崇尚、張錦秀、蔣憲國，1996。「稻作降低生產成本技術採用之研究」，《農業經濟半年刊》。60 期，93-134。
- 李順成、林至美，1988。「臺灣果農風險性向與生產效率之研究」，《臺灣土地金融季刊》。25 卷，3 期，101-123。
- 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 卷，2 期，139-157。
- 傅祖壇、詹滿色，1990。「臺灣記帳農場之隨機性生產邊界及技術效率分析」，《臺灣土地金融季刊》。27 卷，3 期，125-142。
- 傅祖壇、詹滿色、劉錦添，1992。「生產邊界估計方法，函數型式與個別農場技術效

- 率—台灣稻作與果樹農場之實證」，『經濟論文叢刊』。20卷，2期，129-153。
- 劉祥熹，1999。「台灣地區大豆、高粱供給對風險反應及其種植面積變動之預測—模糊集合理論之應用」，『農業經濟半年刊』。65期，1-52。
- 謝俊雄，1990。「農產品價格理性預期與風險之計量分析—台灣紅豆生產之實證」，『農業經濟半年刊』。48期，35-45。
- Antle, J. M. and W. J. Goodger, 1984. "Measuring Stochastic Technology: the Case of Tulare Milk Production," *American Journal of Agricultural Economics.* 66: 342-350.
- Antle, J. M. and C. C. Crissman, 1990. "Risk, Efficiency, and the Adoption of Modern Crop Varieties: Evidence from the Philippines," *Economic Development and Cultural Change.* 38(3): 517-537.
- Arnade, C., 1998. "Using a Programming Approach to Measure International Agricultural Efficiency and Productivity," *Journal of Agricultural Economics.* 49(1): 67-84.
- Barrett, C. B., C. M. Moser, O. V. McHugh, and J. Barison, 2004. "Better Technology, Better Plots, or Better Farmers? Identifying Changes in Productivity and Risk among Malagasy Rice Farmers," *American Journal of Agricultural Economics.* 86(4): 869-888.
- Beattie, B. C. and C. R. Taylor, 1985. *The Economics of Production.* New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Chang, C. C., 2002. "The Potential Impact of Climate Change on Taiwan's Agriculture," *Agricultural Economics.* 27: 51-64.
- Coelli, T., 1994. *FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation.* Department of Econometrics, University of New England, NSW.
- Giannakas, K., K. C. Tran, and V. Tzouvelekas, 2003. "On the Choice of Functional Form in Stochastic Frontier Modeling," *Empirical Economics.* 28: 75-100.
- Griliches, Z., 1980. "R&D and the Productivity Slowdown," *American Economic Review.* 70: 343-348.
- Hadri, K., 1999. "Estimation of a Doubly Heteroscedastic Stochastic Frontier Cost Function," *Journal of Business and Economic Statistics.* 17(3): 359-363.
- Hadri, K., C. Guermat, and J. Whittaker, 2003. "Estimation of Technical Inefficiency Effects

- Using Panel Data and Doubly Heteroscedastic Stochastic Production Frontiers," *Empirical Economics.* 28: 203-222.
- Harvey, A. C., 1976. "Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity," *Econometrica.* 44: 461-465.
- Hazarika, C. and S. R. Subramanian, 1999. "Estimation of Technical Efficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model – An Application to the Tea Industry in Assam," *Indian Journal of Agricultural Economics.* 54(2): 201-210.
- Jaenicke, E. C., D. L. Frechette, and J. A. Larson, 2003. "Estimating Production Risk and Inefficiency Simultaneously: An Application to Cotton Cropping Systems," *Journal of Agricultural and Resource Economics.* 28(3): 540-557.
- Just, R. E. and R. D. Pope, 1978. "Stochastic Specification of Production Functions and Economic Implications," *Journal of Econometrics.* 7: 67-86.
- Just, R. E. and R. D. Pope, 1979. "Production Function Estimation and Related Risk Considerations," *American Journal of Agricultural Economics.* 61: 276-284.
- Just, R. E. and R. D. Pope, 2003. "Agricultural Risk Analysis: Adequacy of Models, Data, and Issues," *American Journal of Agricultural Economics.* 85(5): 1249-1256.
- Kim, K. and J. Chavas, 2003. "Technological Change and Risk Management: an Application to the Economics of Corn Production," *Agricultural Economics.* 29: 125-142.
- Kintzle, J., 1998. "Production Risk Management from a Producer's Perspective," *Journal of Agricultural Lending.* 11(3): 21-26.
- Kumbhakar, S. C., 2002. "Specification and Estimation of Production Risk, Risk Preferences, and Technical Efficiency," *American Journal of Agricultural Economics.* 84: 8-22.
- Kumbhakar, S. C. and C. A. K. Lovell, 2000. *Stochastic Frontier Analysis.* New York: Cambridge University Press.
- Lundvall, K. and G. E. Battese, 2000. "Firm Size, Age and Efficiency: Evidence from Kenyan Manufacturing Firms," *Journal of Development Studies.* 36(3): 146-163.
- Mendelsohn, R., W. D. Nordhaus, and D. Shaw, 1994. "The Impact of Global Warming on Agriculture: a Ricardian Analysis," *American Economic Review.* 84: 753-771.
- Moss, C. B. and J. S. Shonkwiler, 1993. "Estimating Yield Distributions with a Stochastic Trend

- and Nonnormal Errors," *American Journal of Agricultural Economics.* 75: 1056-1062.
- Nadiri, M. I., 1980. "Contributions and Developments of Research and Development Expenditures in the U. S. Manufacturing Industries," In *Capital, Efficiency and Growth.* Edited by G. M. Furstenberg. Cambridge, Mass.: Ballinger.
- Okike, I., M. A. Jabbar, V. M. Manyong, J. W. Smith, and S. K. Ehui, 2004. "Factors Affecting Farm-Specific Production Efficiency in the Savanna Zones of West Africa," *Journal of African Economics.* 13(1): 134-165.
- Ramaswami, B., 1992. "Production Risk and Optimal Input Decisions," *American Journal of Agricultural Economics.* 74: 960-869.
- Ramírez, O. A., 1997. "Estimation and Use of a Multivariate Parametric Model for Simulating Heteroskedastic, Correlated, Nonnormal Random Variables: the Case of Corn Belt Corn, Soybean, and Wheat Yields," *American Journal of Agricultural Economics.* 79: 191-205.
- Saha, A., C. R. Shumway, and H. Talpaz, 1994. "Joint Estimation of Risk Preference Structure and Technology Using Expo-power Utility," *American Journal of Agricultural Economics.* 76: 173-184.
- Tauer, L. W., 1993. "Short-run and Long-run Efficiencies of New York Dairy Farms," *Agricultural and Resource Economics Review.* 22: 1-9.
- Taylor, C. R., 1984. "A flexible Method for Empirically Estimating Probability Functions," *Western Journal of Agricultural Economics.* 9: 66-76.
- Thompson, L. M., 1975. "Weather Variability, Climate Change and Grain Production," *Science.* 188: 535-541.
- Traxler, G. J., J. I. Falck-Zepeda, R. Ortiz-Monasterio, and K. Sayre, 1995. "Production Risk and the Evolution of Varietal Technology," *American Journal of Agricultural Economics.* 77: 1-7.

## 附 錄

附表 1 Just-Pope 生產函數迴歸式

	係數	標準誤		係數	標準誤
生產函數 ( $\text{Log}(Y)$ ) 迴歸式：					
截距	-25.6484	8.3897 ***	生產風險 ( $\sigma_v^2$ ) 迴歸式：		
$\text{Log}(N)$	-10.7894	2.3724 ***	降雨量 $\text{Log}(\text{RAIN})$	-8.1805	6.3645
$\text{Log}(L)$	17.6702	2.0740 ***	$\text{Log}(\text{RAIN})^2$	0.5973	0.4252
$\text{Log}(K)$	-0.3244	0.3678	氣溫 $\text{Log}(\text{TEMP})$	16.5870	14.6651
$\text{Log}(CM)$	-2.2131	0.6910 ***	$\text{Log}(\text{TEMP})^2$	-2.1491	2.3065
$\text{Log}(F)$	-2.2396	1.5120	土地 $\text{Log}(N)$	1.0196	0.5042 **
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(N)$	-0.9811	0.1760 ***	勞動 $\text{Log}(L)$	-0.9287	0.5364 *
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(L)$	-1.4795	0.1987 ***	資本 $\text{Log}(K)$	0.0878	0.0764
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(K)$	-0.0032	0.0051	農藥 $\text{Log}(CM)$	-0.1582	0.2181
$\text{Log}(CM) \times \text{Log}(CM)$	0.0018	0.0241	肥料 $\text{Log}(F)$	-0.1624	0.3906
$\text{Log}(F) \times \text{Log}(F)$	0.0606	0.0902	農政期間 D2001	0.6965	0.1425 ***
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(L)$	2.7301	0.3331 ***	第一期作 PERIOD	-0.6487	0.1336 ***
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(K)$	-0.0189	0.0518			
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(CM)$	-0.2439	0.0974 **			
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(F)$	-0.3297	0.2129			
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(K)$	-0.0245	0.0507			
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(CM)$	0.1624	0.1059			
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(F)$	-0.0938	0.1882			
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(CM)$	-0.0050	0.0196			
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(F)$	0.0632	0.0360			
$\text{Log}(CM) \times \text{Log}(F)$	0.1557	0.0736 *			
第一期作 PERIOD	0.2480	0.0122 ***			
觀察值個數		587			
Log 概似函數值		924.2			

註：\*= 10% 顯著水準；\*\*= 5% 顯著水準；\*\*\*=1% 顯著水準。

資料來源：本研究。

附表 2 隨機生產邊界函數迴歸式（同質變異性）

係數	標準誤	係數	標準誤		
生產函數 ( $\text{Log}(Y)$ ) 迴歸式：		技術無效率 ( $\mu$ ) 迴歸式：			
截距	-33.1307	3.7521 ***	截距	-2.6148	0.0781 ***
$\text{Log}(N)$	-11.6351	1.0551 ***	資本密集度 $\text{Log}(K/N)$	0.0001	0.0002
$\text{Log}(L)$	17.6789	0.9852 ***	勞動密集度 $\text{Log}(L/N)$	-0.0011	0.0010
$\text{Log}(K)$	-0.6326	0.1499 ***	機耕工時比率 MLR	-0.0055	0.0010 ***
$\text{Log}(CM)$	-2.1305	0.2897 ***	租地比率 RENTR	0.0036	0.0006 ***
$\text{Log}(F)$	-0.3552	0.6573	專業稻農 SPECI	0.0004	0.0002 *
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(N)$	-0.9783	0.0783 ***	農政期間 D2001	0.0017	0.0003 ***
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(L)$	-1.4915	0.0927 ***	第一期作 PERIOD	-0.0016	0.0003 ***
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(K)$	-0.0037	0.0009 ***			
$\text{Log}(CM) \times \text{Log}(CM)$	0.0127	0.0135			
$\text{Log}(F) \times \text{Log}(F)$	0.0699	0.0488			
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(L)$	2.6781	0.1574 ***			
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(K)$	-0.0756	0.0225 ***			
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(CM)$	-0.2657	0.0376 ***			
$\text{Log}(N) \times \text{Log}(F)$	-0.1218	0.0891			
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(K)$	0.0722	0.0215 ***			
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(CM)$	0.2410	0.0406 ***			
$\text{Log}(L) \times \text{Log}(F)$	-0.2556	0.0763 ***			
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(CM)$	-0.0072	0.0099	觀察值個數	587	
$\text{Log}(K) \times \text{Log}(F)$	0.0337	0.0148 **	$\sigma_u$	0.0813	0.0022 ***
$\text{Log}(CM) \times \text{Log}(F)$	0.0713	0.0434 *	$\sigma_v$	0.3870	0.0178 ***
第一期作 PERIOD	0.2563	0.0062 ***	Log 概似函數值	293579.1	

註： $*$ = 10% 顯著水準； $**$ = 5% 顯著水準； $***$ = 1% 顯著水準。

資料來源：本研究。

# A Study on the Production Risk and Technical Efficiency of Taiwan Rice-Growing Farms: 1998-2004

Jin-Jou Dai\*

*The paper estimated the technical efficiency index of Taiwan rice farmers using panel data and a stochastic production frontier with heteroscedasticity during the period 1998-2004. The empirical results show that there were trends of own-labor-saving, mechanization of operations, fertilizer-using, and farm size expansion by lease. A higher level in labor intensity, the ratio of mechanical labor, or the ratio of rented land would yield a higher technical efficiency. Labor and fertilizer were risk-decreasing inputs while land was the risk-increasing input. Moreover, production risk was affected by temperature but not by precipitation. Finally, according to the regression results, the technical efficiency during 2001-2004 was lower than that during 1998-2000 while the production risk of the former was higher than the latter.*

**Keywords:** Rice Farm, Production Risk, Technical Efficiency, Stochastic Frontier, Heteroscedasticity

---

\* Associate Professor, Department of Finance, National Taichung Institute of Technology.