

# 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

謝俊雄\*

## 壹、前言

農業生產者之決策過程，風險 (risk) 被視為潛在影響產量水準的決定因素之一。Sandmo已證實俱競爭且逃避風險 (risk-averse) 之廠商，于價格不確定情境下之產量水準，遠較價格確定情境下者為少；同時，于其他條件不變下，農業生產所面臨風險愈大，則其產量水準愈小。Batra和Ullah亦證明，于遞減絕對風險逃避 (decreasing absolute risk aversion, DARA) 情境下，價格風險之增加，導致廠商產量下降之結果。

茲假設所有農業生產者之行為是理性且逃避風險，則其不同產品所需資源數量之配置，不但考慮預期之產品價格，而且衡量產品價格及其單位 (面積或頭) 產量之預期變動，然生產者所面對之價格與單位產量及風險，影響生產者決策之程度，則屬實證之範疇。於多種有關研究農產品市場風險之文獻 (Eckstein 1984 1984, 1985; Helmlberger and Akinyosoye; Lee and Helmlberger; Wohigenant; shonkwiler and E.) 均未有供給反應模式之實證而將風險納入供給或因素需求方程式。就農產品價格政策而言，保證最低價格下，假設價格風險可經由是項計劃而被減低，進而提升消費者和生產者之福利，是屬農產價格計畫主要爭論之一。

本文旨在發展一個理性預期供給反應模式，納入價格風險變數之理念架構，蓋一方面其仍然考慮預期價格之二級動差而優於一般供給反應模式，他方面亦突破Muth之確定等值 (certainty equivalence) 假設，此即考慮預期價格均值而忽視較高級動差。依此，本文擬設定供給反應模式且可含蓋價格預期之變動。若決策者是風險逃避者，則其行為得由可觀察因素分配量少於因素價格，等於邊際產品值 (marginal value products) 下之分配量予以證實。此外，就理性預期架構而言，預期之形成，不再是昔日風險模式的特定方式 (ad hoc manner)。本文對

---

\* 國立屏東農業專科學校農業經濟科副教授

價格風險之衡量是基於預期誤差之變動，較往昔的研究更合乎價格風險之理論概念；擬以台灣紅豆生產為實證個案，蓋紅豆產地價格極俱不隱定特性，期冀由此說明本文模式的推估程序，及推估結果之政策涵義。

## 貳、文獻評述

雖有許多相關供給反應模式之研究已納入價格風險，但其風險衡量卻是預期價格風險之任意或外插衡量 (arbitrary or extrapotative measures)。傳統上，價格風險可由產品價格或報酬之變數或標準差來表示。Behrman 是首位將風險變數納入計量的供給模式，于該模式內，生產者之價格預期是適應性的 (adaptive)，即價格風險被界定以過去三期可觀察價格移動之標準差。Ryan亦認定適應預期，並採用類似Behrman 之價格風險定義。Bailey及Womack假設適應預期，而以總價格變動 (total price variability)來界定價格風險。Brorsen 等人以過去價格變動絕對值的加權移動平均來界定價格風險。上述價格風險定義皆排除價格預期與價格風險之間的直接關係。尙有其他學者界定價格風險是實際與預期價格間差異的函數，如Just, Hurt及Garcia 等，視價格風險為實際與預期價格之間的平方離差，其預期價格是適應類型。Traill亦認定生產者對價格採適應預期，進而界定價格風險是預期與實際價格間差異之絕對值；其定義有較優越性，因預期價格風險對生產者決策過程之重要性遠大於實際價格變動，若生產者能正確預測產品價格，則價格與風險無關，即可正確預測高度產品價格變動之風險遠較不可正確預測低度價格變動之風險為小。

至於價格風險之提升，對供給量之影響，實證結果有正負兩面爭論。Brorsen 等人及Just、Ryan之研究發現風險增加導致供給量減少，而Traill, Bailey及Womack 等之研究則有不同結果。Traill 之研究係利用美國洋蔥總計資料，而Bailey及Womack是利用區域性小麥資料，皆發現所推估風險變數之係數是正號，但其值小於其標準差（即不顯著）；Traill的結果仍為生產者之作物風險具有相對穩定長期預期之影響，且依獲得新資訊來調整該預期。就此之故，長期風險效果顯現在截距項，而短期調整則由風險變數表示之。

前述各模式主要缺點在於生產者預期之假設，適應預期是特定者，且由於其是已被預測變數之過去數值之函數，致適應預期並不允許生產者將有關系統結構或其外在變數等資訊納入其預測。理性預期 (rational expectation) 則促使生產者採用含蓋所有外在變數和市場結構關係之當期資訊，來形成以後各期之預期。已有Goodwin及Sheffrin, Shnokwiler及Emerson、Eckstein 等研究設定農業供給模式係理性預期類型，而獲得較適應預期類型為優之結果，因後者僅基於影響

供給反應之一級動差，其假設確定等值似是太嚴謹，且不允許風險在供給反應擔當任何角色。至於國內，雖有理性預期或風險之實證研究，卻未在一個方程式內同時考量該兩變數（黃宗煌、黃繼宏）。

## 參、理論架構與實證模式

### 一、理論模式

為簡化說明，本節設定價格風險可明顯地納入供給反應之理性預期模式：

$$(1) Q_t^s = a_1 E_{t-1}(P_t) + a_2 X_t + a_3 E_{t-1}(R_t) + e_{1t},$$

$$(2) Q_t^d = b_1 P_t + b_2 Z_t + e_{2t},$$

$$(3) Q_t^d = Q_t^s$$

式中：

$Q_t^s, Q_t^d$  = 依次是在第t期之供需數量

$P_t$  = 特定產品之價格水準，

$X_t, Z_t$  = 依次是影響供需之外在變數，

$R_t$  = 衡量價格風險之變數，

$E_{t-1}$  = 基於t-1期已知所有資訊之預期運算符號，

$e_{it} (i=1, 2)$  = 隨機殘差項，且其均值为零。

有關模式之外在變數預期值係得自於低階自行迴歸過程，示如

$$(4) X_t^* = d_1 X_{t-1}, \quad U_{1t} = X_t - X_t^*$$

$$(5) Z_t^* = d_2 Z_{t-1}, \quad U_{2t} = Z_t - Z_t^*$$

式中：

$d_i (i=1, 2)$  = 有關時間過程之參數，

\* = 第t-1期之外在變數預期值。

就理性預期行為之假設，Wallis指出生產者瞭解上述模式結構，並依此求得預期價格之解。首先，依供需均衡求得當期價格水準之解，示如：

$$(6) P_t = 1/b_1 [a_1 E_{t-1}(P_t) + a_2 X_t - b_2 Z_t + a_3 E_{t-1}(R_t) + e_{1t} - e_{2t}],$$

對  $P_t$  取  $t-1$  期之預期, 其值為 =

$$(7) E_{t-1}(P_t) = 1/(b_1 - a_1)[a_2 X_t^* - b_2 Z_t^* + a_3 E_{t-1}(R_t)]^{\circ}$$

為解式(7), 則整個方程系統需先求解, 即若知  $E_{t-1}(R_t)$ , 則可求得  $E_{t-1}(P_t)$ ; 無論如何, 為求得唯一  $E_{t-1}(P_t)$  之解, 則需更進一步對  $R_t$  變數加以設定。一個可能是界定  $R_t$  為

$$(8) R_t = [P_t - E_{t-1}(P_t)]^2$$

對  $R_t$  取  $t-1$  期之預期, 其值為:

$$(9) E_{t-1}(R_t) = E_{t-1}[P_t - E_{t-1}(P_t)]^2$$

依式(9), 則上述模式之風險變數是價格之預期風險或預測價格誤差之預期變動; 同時, 上述定義與 Traill 之風險定義是一致的, 但因以實際及預期價格間之預期差異來界定風險變數, 故較 Traill 或 Just 之定義更符合預期風險之概念。由於生產者需利用第  $t-1$  期之預期價格及風險來定決策, 故預期價格與預期風險皆是界定風險之適當變數。

欲求得預期價格之解, 對式(6)減去式(7)差的平方取預期, 其值為:

$$\begin{aligned} (10) E_{t-1}[P_t - E_{t-1}(P_t)]^2 &= (1/b_1)^2 [a_2^2 \sigma_{u_{1t}}^2 - b_2^2 \sigma_{u_{2t}}^2 + \sigma_{e_{1t}}^2 - \sigma_{e_{2t}}^2 - \text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ &\quad - a_2(b_2 \text{cov}(U_{1t}, U_{2t}) + \text{cov}(U_{1t}, e_{1t}) \\ &\quad - \text{cov}(U_{1t}, e_{2t}) + b_2(\text{cov}(U_{2t}, e_{1t}) \\ &\quad - \text{cov}(U_{2t}, e_{2t}))] \end{aligned}$$

依式(10), 則式(8)之價格風險變數是式(1)~(5)內殘差項之變異數與互變異數及結構式參數之函數。如同一般情況, 假設式(1)~(2)之殘差項係數和變異數在時間過程是固定 (constant over time), 若同時假設外在變數殘差項變異數亦為固定, 且所有殘差項間之互變異數為零, 則風險變數為一常數。基於上述假設, 風險變數確切表現在截距項, 而風險對供給反應之影響效果則可能未被認定。他方面, 可合理假設外在變數之殘差項變異數隨時間而改變, 主要是因為上述隨機過程並不是靜置狀態; 依此, 風險變數亦隨時間而變; 此假設可透過檢定式(3)之參數  $a_3$  是否顯著地小於零。

### 三實證模式

本文擬利用台灣紅豆生產之個案來說明與驗證上述理論, 即驗證價格風險對

紅豆生者總合供給反應影響效果之假設 (hypothesis)。由政府統計資料顯示，台灣紅豆生產具有高度之地區和時間之集中度；同時，由過去研究 (羅明哲) 得知，農民種植紅豆頗符合蜘蛛理論 (cobweb theory) 之假定，即上一年價格決定下一年之生產量，遂導致裡作紅豆之生產價格出現極不穩定現象，即在紅豆成本相對偏高之下，栽培裡作紅豆對豆農收益亦產生較大之風險。職此之故，豆農依據預期之成本與報酬，及其變動率來決定配置種植紅豆之面積。雖紅豆生產依種植時間概分為一期、二期和裡作，但裡作期之產量佔全年紅豆產量之主要部份，本文遂以裡作紅豆為分析對象。

基於上述，以自然對數表示實際驗證模式之三個月系統如下：

$$(11) \ln A_t = a_0 + a_1 \ln \left( \frac{E_{t-1}(P_t)}{W_t} \right) + a_2 E_{t-1}(R_t) + a_3 \ln A_{t-1} + e_{1t}$$

$$(12) \ln Y_t = b_0 + b_1 \ln \left( \frac{P_t}{W_t} \right) + b_2 I_t + e_{2t}$$

$$(13) \ln \left( \frac{P_t}{D_t} \right) = C_0 + C_1 \ln \left( \frac{A_t Y_t}{N_t} \right) + C_2 \ln DI_t + C_3 \text{TEMP}_t + C_4 DV_t + e_{3t}$$

式中：

$P_t$  = 產地平均價格 (元/公斤)。

$A_t$  = 種植面積 (公頃)。

$W_t$  = 農業工資指數。

$R_t$  = 界定在公式(8)之價格風險。

$Y$  = 每公頃產量。

$T_t$  = 運銷年，1970至1989年。

$N_t$  = 台灣地區總人口數。

$D_t$  = 消費物價指數 (1986=100)。

$DI_t$  = 以  $D_t$  來平減之實質每人可支用所得。

$\text{TEMP}_t$  = 台灣地區每年冬季平均氣溫與每年夏季平均氣溫之差。

$DV_t$  = 啞變數；1980年之前為0，之後為1。

上述模式中，紅豆生產者基於預期報酬來配置生產面積，此由式(11)之  $E_{t-1}(P_t)$  來表示；紅豆價格之預期變動則由預期價格之變異數表示；落遲面積  $W_t^c$

變數顯示生產者對紅豆價格和生產成本變動之偏調整行為。由式(12)，本文假定每公頃產量，視產地價格與生產成本而定，即當價格相對穩定，生產者將收穫所有種植面積；時間趨勢用以表示種植品種和生產技術之變動。由式(13)，以價格為依變數之需求方程式，係以實質且每人為基礎來設定，即  $\frac{P_t}{D_t}$  是在時間  $t$  之實質紅豆價格；因  $A_t \times Y_t = Q_t$ （在時間  $t$  之紅豆總產量），致  $\frac{A_t Y_t}{N_t}$  用以表示

在時間之每人紅豆產量；氣候變數用以顯示季節差異對紅豆消費之影響；最後由啞變數來測定生產量變動與消費變動之關係。

## 肆、實證程序與結果分析

### 一、實證程序

本文利用1970—1989年資料來推估上述實證模式，有關種植面積、農業工資指數、氣溫和每公頃產量，取自台灣農業年報；產地平均價格摘自台灣農產物價與成本統計月報；農業工資指數、總人口數、消費物價指數及每人可支用所得來自Taiwan Statistical Data Book。

誠如前述，理性預期之形成需有模式內所有外生變數之預期值，此等可首由配置  $t$  期 AR<sup>1</sup> 模式 (autoregressive model of degree one) 並做事前預測；透過剔除前一年的預測值，而以次一年的預測值取代以更新每一期預測值。于時間過程中，上述方法可促由式(4)及(5)所推估之各  $a_t$  值；隨外生變數預測值之變異數來誘導，獲得此等預測值之變異數之程序述之如后。

由前述得知，于式(10)之價格風險係由外生變數的預測變異數來表示，以  $\sigma_{uit}^2$  表示在時間  $t$  第  $i^{\text{th}}$  外生變數之預測變異數，且  $\xi$  表示所有被推估外在變數之七年資料期間，則預測變異數示如：

$$(14) \sigma_{uit}^2 = \sigma_{ui\xi}^2 (1 + x_t (X'_{\xi} X_{\xi})^{-1} x_t')$$

在樣本期間預測變異數可被更新資料，以資顯示資訊在任何時點對市場參與

者之可用性；例如為更新預測變異數至  $\sigma_{uit+1}^2$ ，首先剔除最早一期  $s$ ，致  $s+1$  期成為第一個觀察變量，且加上在  $t+1$  期之觀察變量，遂有完整之七期資料系列。為表示第  $s+1$  期至第  $t+1$  期，可由式(14)以  $t+1$  取代  $t$ ， $s+1$  取代  $s$ 。至於結構模式之推定，本文擬採用 Wallis 方法，先分別推估外生變數預測值，後利用此等預測值估計式(11)~(13)之結構參數，即利用式(7)及式(10)來解聯立系統；由此高度非線性式來取代  $E_{t-1}(P-t)$  及  $E_{t-1}(R_t)$ ，則可應用整個系統推估法。

因設定預期價格變異數是外生變數之預期變異數；模式參數及結構式殘差項等之函數，致本文實證模式是非線性的；就此之故，若直接應用最大概似推定法，可能未克獲得收斂，故利用此法來推估實證模式需作如后處理。若假定預期價格之變異數為常數，則有關參數不再被限定須依賴結構變異數，進而簡化實證模式；同時，除  $W_t$  之預測變異數外，假定所有其他預測變異數亦為零，則可減少非線性參數之個數。

面積方程式可由下式來推估：

$$(15) \ln A_t - \ln A_{t-1} = a_0 + a_1 \ln \left( \frac{E_{t-1}(P_t)}{W_t^c} \right) + a_2 [E_{t-1}(R_t) - E_{t-2}(R_{t-1})]$$

依此，可在實證模式中利用預期價格變異數之變動表示價格風險之變動，如此以式(15)取代式(13)更可簡化推估過程。前已述及，生產者對風險變動有所反應之假說，致風險水準 (overall level of risk) 影響一個生產者選定產品種類之決策，若此決策已定，則風險變動影響短期產品種植面積及收穫量；申言之，風險水準影響長期之產品種類選擇，而風險變動影響面積配置。

## 二、實證結果與分析

基於上述，本文應用 TSP (Time Series Processor) 軟體內之最大概似推定法估計本文實證模式，其結果示如表 1。

實證結果顯示價格風險變動顯著地影響配置農地數量用在紅豆生產。首先面積方程式，正如預期，預期報酬變數之係數是正號，且在  $t$  分配雙尾檢定在 1% 顯著水準下顯著；而風險變動之係數是負號且顯著。此係數大小意含供給對價格風險變動反應之程度。次就單位面積產量方程式而言，所有被推估係數有預期之符號且顯著；變數  $\ln \left( \frac{P_t}{W_t} \right)$  有正的係數意味當紅豆價格相對高（低）於工資率，

生產者將會有更多（少）之收穫量；時間趨勢變數之係數是正且顯著，表示時間過程中紅豆品種及生產技術有明顯改進。最後，由需求方程式估計結果顯示，量

表1 實證模式之最大概似法推估結果

方 程 式 參 數	變 數	估 計 值		
		未限制情境	限制情境	
面 積	$a_0$	截距項	-3.14 (1.29)*	-8.29 (9.64)
	$a_1$	$\ln\left(\frac{E_{t-1}(P_t)}{W_t^*}\right)$	1.66 (0.41)	3.97 (4.15)
	$a_2$	$E_{t-1}(R_t) - E_{t-2}(R_{t-1})$	-175.61 (69.38)	—
每公頃產量	$b_0$	截距項	-1.83 (0.46)	-1.78 (0.69)
	$b_1$	$\ln\left(\frac{P_t}{W_t}\right)$	1.22 (0.36)	1.38 (0.42)
	$b_2$	T	0.039 (0.003)	0.036 (0.006)
需 求	$c_0$	截距項	4.27 (1.49)	6.41 (4.31)
	$c_1$	$\ln\left(\frac{A_t Y_t}{N_t}\right)$	-3.16 (0.78)	-4.35 (0.98)
	$c_2$	$\ln(DI_t)$	1.69 (0.49)	-2.02 (3.75)
	$c_3$	TEMP <sub>t</sub>	0.007 (0.21)	0.012 (0.34)
	$c_4$	DV <sub>t</sub>	1.22 (0.43)	2.41 (0.73)

※括號內數字係數之標準差

變數及氣候變數之係數符號如預期且在1% 顯著水準下顯著；每人可支用所得係數正如預期是正號且顯著。

基於上述，發現風險確對面積反應 (acreage response) 有顯著且負之影響



效果，此對推估供給反應模式 (supply response models) 有重要涵義。就單一方程式模式而言，略去一個與其他變數有關之變數會導致被推估參數之偏誤，在聯立系統而言，此一情況更會衍生其他方程式相關參數之偏誤。由表1 顯示此等結果，即在限制情境模式設定 $a_2=0$ ，比較未限制情境模式和限制情境模式，發現 $a_1$ 係數大幅增加且為不顯著；于單位面積產量方程式，雖各係數變化不大，但 $b_1$ 略增，表示單位產量更受報酬影響；于需求方程式，可支用所得之係數變為負號且不顯著。應用概似檢定 (likelihood test) 檢定限制情境模式及未限制情境模式得  $X^2=13.7$ ，本文可在1%顯著水準下棄卻預期價格風險對面積反應無影響之假說 ( $a_2=0$ )。

## 伍、結論與政策涵義

本文旨在實證價格風險對生產者供給反應有影響效果之假說，于實證過程，設定理性預期模式來實際驗證該假說。為達此目的，于文中說明推估過程，並以台灣紅豆生產為實證之例。實證結果顯示，風險變動對每年分配種植紅豆面積變動有負之效果；申言之，當紅豆價格風險愈大，則紅豆供給量就愈少。

上述結果可否應用到其他產品市場，尤其是受農業政策規範之產品，尚值得爭論，除非受規範產品之生產者具較少風險逃避行為 (less risk adverse)，本文預期可獲類似結果。多年來，政策決策者及農經專家已深信價格風險確是影響農產商品之生產，並經常推動價格安定計劃 (price stabilization programs)，蓋此等計劃可同時增進生產者及消費者福利。若本文結果可適用在其他產品市場，則對生產者具有穩定價格之定價政策將可增加產量水準；但此等策略在存有不可預期糧食剩餘 (unwanted surpluses) 期間是不適用的。

就本文模式及實證結果之涵義而言，尚有許多研究可做進一步之延伸。若風險對總合供給反應是重要的，則未明確納入風險之有關供給模式可能產生偏誤結果。若吾人改變形成預期之方式，可能帶來不同之實證結果。就理念而言，生產者可利用其充分資訊來形成預期是極端重要者。

## 參考文獻

1. 黃宗煌、黃繼宏：「台灣地區稻農預期形成方式之研究—理性預期假設之檢定」農業經濟論文專集24:161-179，中國農村經濟學會，1988。
2. 羅明哲：「大豆與紅豆生產」，台灣土地金融季刊，1981。
3. Bailey, K.W., and A.W. Womack, 1985, 'Wheat Acreage: A Regional Econometric

- Investigation", So.J.Agr.Econ.,17: 171-80.
4. Batra,R.N.,and A.Ullah, 1974,"Competitive Firm and the Theory of Input Demand under Price Uncertainty", J.Polit. Econ.,82:537-48.
  5. Behrman,J. R.,Supply Response in Underdeveloped Agriculture:A Case Study of Four Major Annual Crops in Thailand,1937-1963,Amsterdam: North Holland Publishing Co., 1968.
  6. Brorsen,B. W.,J.P.Chavas,W.R.Grant, and L.D.Schnake, 1985", Marketing Margins and Price Uncertainty:The Case of the U.S.Wheat Market", Amer.J.Agr. Econ.,67:521-28.
  7. Eckstein, Z. 1984,"A Rational Expectations Model of Agricultural Supply", J. Polit. Econ., 92:1-19.
  8. Goodwin, T. H., and S. M. Sheffrin, 1982, "Testing the Rational Expectations Hypothesis in an Agricultural Market", Rev. Econ.and Statistics,64:658-67.
  9. Helmberger, P. G.,and V. Akinyosoye, 1984,"Competitive Pricing and Storage under Uncertainty with an Application to U.S. Soybean Market",Amer.J.Agr. Econ., 66:119-30.
  - 10.Just,R. E.,1974,"An Investigation of the Importance of Risk in Farmers' Decisions",Amer.J.Agr. Econ.,56:14-25.
  - 11.Ryan,T.J.1977,"Supply Response to Risk:The Case of U.S.Pinto Beans", Western J.Agr. Econ.,2:35-43.
  - 12.Sandmo, A.,1971,"On the Theory of the Competitive Firm Under Price Uncertainty", Amer. Econ. Rev.,61:65-73.
  - 13.Schmidt,P., Econometrics.1976,New York:Marcel Dekker, Inc.
  - 14.Shonkwiler, J. S.,and R.D.Emerson, 1982 ,"Imports and the Supply of Winter Tomatoes : An Application of Rational Expectations", Amer.J. Agr.Econ.,64: 634-41.
  - 15.Traill, B. 1978,"Risk Variables in Econometric Supply Response Models", J.Agr. Econ.,29:53-61.
  - 16.Wallis, K. F.,1980,"Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis", Econometrica,48: 49-74.
  - 17.Wohlgenant, M. K.,1985, "Competitive storage,Rational Expectations, and Short-Run Food Price Determination", Amer.J.Agr.Econ.,67:739-48.

# An Econometric Analysis on the Rational Expectations of Farm Product Prices with Risk : The Case of Adzuki Beans in Taiwan

Chung-Hsiung Hsieh\*

謝俊雄

## Summary

Price risk potentially affects production of agricultural commodities. However, supply functions have either incorporated risk in an ad hoc manner not at all. A supply response model with rational expectations under price risk scenario is applied to the case of Adzuki Beans in Taiwan.

The results show that changes in risk have a negative effect on the annual changes in acreage allocated to Adzuki Beans production. That is to say, quantities supplied by producers decrease when price risk increases.

---

\*Associate Professor, National Ping-Tung Institute of  
Agriculture, Taiwan, R.O.C.