

美國穀物價格風險估測之研究 - 伸縮最小平方法之應用

簡立賢

國立中興大學農業經濟學系

摘要

本研究利用美國中西部六州商品玉米與同區域五州小麥現貨價格，與農民總和農產品所得價格資料，計算風險溢酬 (risk premium) 值，再運用單一指數模型 (single index model, SIM)，配合伸縮最小平方法 (flexible least squares, FLS)，求算西元 1988 年第一季至 1997 年第四季期間，各州因考量上述目標農產品生產而所生風險係數變化。實證結果證實，運用 FLS 方法除可對於農產品價格風險係數因考量時間因素所呈現的差異提供具體估測外，整體模型配適度與變數解釋能力皆優於傳統一般最小平方法的統計結果。

關鍵詞：風險溢酬、單一指數模型、伸縮最小平方法、穀物商品

一、緒論

市場情勢瞬息萬變，在不同時期間中，價格分散變異的幅度大小常常直接影響經濟目標達成的程度，因此決策過程是否對於「風險」因素予以正確考量，並適度引入分析，實關係決策品質良窳。依經濟理論所述，行為個體依效用理論，建立衡量比較標準並從事消費選擇或生產決策。至於考量時間因素的存在後，外生因素影響幅度增加，形成決策上「時間越長，確定性越低」的考量，投資理論亦建議對於時間因素敏感的投資者，應根據自身風險趨避性 (risk aversion) 程度，透過分散資產策略的財務管理方式，減少整體報酬的變動性 (即降低風險)，以提高預期報酬並達到更高的效用水準 (Chavas 及

Mullarkey, 1997)。

單一農場決策者的風險偏好程度與其個人特質、市場結構，甚至農場與農企業的人口因素有關。此外，若以經營相同作物的農民進行研究，則農場的「區位條件」，亦即與消費市場的相對空間位置，也可能是一影響農民風險態度的明顯因素。因此即使在同一時間點上，個別農場主由於種種主客觀因素的差異，會產生不同風險趨避程度反應，即採取不同的策略來降低風險。

另一方面，農業生產由於必須配合季節、氣候條件等生物特性，造成短期間內供給數量固定時，農產品價格容易因需求面的變動而出現急遽波動，銷售時點直接關係到收益水準。換言之，「時間」因素對於農產品的產銷決策影響相當顯著，必須予以適當考量。隨著時間的變遷，各項

主客觀條件會隨之變化。換言之，決策農場主的風險偏好態度可能亦會有所因應。如此，個別農場主的風險態度即成為時間的動態函數，而不再是單純的常數性質。

本文主要研究目標首先透過美國中西部六州玉米及小麥等穀物商品的總體資料分析，依照傳統資產理論，建立市場資產與目標商品兩者報酬率的關係，進而估測各區位價格風險係數，以瞭解該地農民風險偏好反應。同時為考量農場主在不同時間點上風險偏好態度的調整，本文應用伸縮最小平方法 (flexible least squares method)，估計 1988 年至 1997 年各季不同區位的農場主風險偏好反應。

本文架構如下：第一節為緒論；第二節為相關研究文獻的回顧與探討；第三節為理論架構與實證模型；第四節是資料來源與說明；第五節是實證結果與分析；最後一節為結論。

二、文獻評述

隨著時間的變遷，人們必須面對不可知的時空環境做出決定。同時習慣以過去的經驗法則，透過資訊蒐集，提昇決策的品質。傳統經濟理論中，預期效用假說 (expected utility hypothesis, EUH) 提供行為個體在作決策中，預期效用、報酬及其相關出現機率的相互關係。透過預期效用水準的計算，在行為主體認為「財富期望值的效用值」高於「財富效用的期望值」時，一凸性 (concave) 效用函數得以建立，亦即表示該行為主體對於結果變異性 (variability) 的增加，會使其不滿意程度反應趨於強烈。理論上定義此行為主體為一風險趨避者 (risk averse)，亦即在一定的預期報酬水準下，他對於風險是希望越少越好 (Pratt, 1964; Arrow, 1971)。

欲正確應用風險分析理論，需以行為個體能正確描述其主觀效用函數型態 (subjective utility function form) 為估測基礎，透過誘導 (elicitation) 的過程取得其風險趨避程度。由於

此一程序不易客觀進行，又無法進行不同主體間的比較與加總，應用及分析範圍有限。實務上常以其他可衡量觀察的指標，例如：風險溢酬 (risk premium) 或確定等量 (certainty equivalent) 等，估測行為主體的風險容受度變化 (Robison 及 Barry, 1987)。¹ 如果透過適當貨幣化的處理，亦可以上述指標進行不同個體間之加總或比較，使應用範圍擴大。

在價格與風險的分析上，凱因斯 (Keynes) 於 1922 年間由於編輯期刊的需要，開始對現貨及遠期市場 (forward market) 進行有系統的研究。其後並將所得研究準則，應用於期貨市場上現貨價格 (spot price) 與遠期價格 (forward price) 之間的關連分析上，並就未來期貨價格 (futures price) 有時出現與現貨市場價格相等甚至更低的時間價格回復現象 (backwardation)，提出以風險溢酬 (risk premium) 因素作為解釋 (Keynes, 1930)。

依循凱因斯的分析，許多研究者採用投資組合與資產定價理論來釐清風險與資產投資報酬率之間的關係，應用「資本資產定價模型 (capital asset pricing model, CAPM)」及「套利定價模型 (arbitrage pricing theory, APT)」等一般均衡設定模型對風險溢酬的性質進行檢驗 (Dusak, 1973; Carter 等, 1983; Marcus, 1984; Baxter 等, 1985)，以下便各就其模型特色加以簡要說明。

資本資產定價模型為一在考量市場均衡的情形下，允許研究者透過一條線性迴歸方程式的估測，針對預期報酬以及資財風險間關係進行衡量的一般均衡模型，以建立目標資財 (asset) 與市場資產組合 (market portfolio) 報酬間的關係 (Sharp, 1963; Fama, 1970; Elton 及 Gruber, 1984)。Dusak (1973) 進一步將此均衡模型擴大，嘗試採用以 Sharpe-Lintner-Mossin 所提出的模型進行研究，將前後期期貨價差除以原始現貨價格的值 (亦即期貨報酬)，重新定義為現貨商品的風險溢酬值。因此，風險溢酬即可概約表示

¹「風險溢酬」又稱「風險貼水」。

為一固定期間之期貨價格的變動百分比減去無風險資產組合 (risk-free portfolio) 的報酬率 (rate of return, ROR)。因此在正式的 CAPM 中, 新資產組合與市場資產組合的關係, 乃可轉換為風險溢酬以及市場資產組合的統計相關性質 (correlation)。

另外, Carter 等 (1983), Marcus (1984) 以及 Baxter 等 (1985) 的研究中亦嘗試以不同經濟指標表示報酬率中的無風險利率, 以提昇模型估測的配適度。根據 Dusak (1973)、Marcus (1984)、以及 Baxter 等 (1985) 對三種農業期貨契約 (小麥、玉米及黃豆) 的分析, 所得結果並不能在統計上顯著支持這些契約於 1975 年至 1981 年間存有風險溢酬的結論。

CAPM 其後成為風險考量下, 解釋商品決價的一項非常普遍的模式。然而許多研究也指出該模型在應用時的技術限制 (Roll 及 Ross, 1980; Shanken, 1982; Arthur 等, 1988)。因此, 在 Ross 於 1976 年發表另一限制較寬鬆的模型—「套利決價理論」後, 此一可測試的模型即廣泛為研究者所運用, 迅速取代了 CAPM, 成為建構決價風險性資產的重要理論 (Ross, 1976; Roll 及 Ross, 1980)。Arthur 等 (1988) 應用 APT 概念, 分析風險與農業資財間的關係, 雖然統計結果無法支持農業資財的確對雜異資產組合產生系統風險, 但在解釋風險與報酬的關係上, APT 的模型配適度卻顯著優於 CAPM。

至於屬統計模型的單一指數模型 (single index model, SIM) 則提供限制更寬鬆、計算更簡便的風險估測方法。透過簡單的模式設定, 即可分離總和風險為與資產分散有關的「系統風險 (systematic risk)」, 以及與資產分散無關的「非系統風險 (non-systematic risk)」。因此可提供研究者關於市場價格、產品報酬、資產分散性以及風險內涵的有用資訊, 作為農場經營決策參考 (Collins 及 Barry, 1986; Turvey 等, 1988)。

三、理論架構與實證模式

(一) 風險測定與衡量

由於 CAPM 與 APT 均屬於一般均衡模型, 意味著價格水準在市場均衡狀態下不會再調整變動, 因此套利行為 (arbitrage) 也不會在此經濟環境中發生。雖然理論上所有變數會在長期中, 趨向一潛在均衡狀態 (steady state) 收斂, 但短期內隨時間移動後, 市場因素對狀態條件產生衝擊, 相關因素勢必無法充分進行調適, 甚或過度反應 (overshoot), 因而偏離均衡路徑, 如此必需透過不斷重複的動態調整過程, 再次回到均衡。

另外, 由於空間區隔所造成不同市場間存有價格差距, 考量空間中多市場存在的可能性後, 價格差距所產生的潛在利益, 勢必導致套利行為發生的潛在可能性大增, 進而造成對近期市場供需更明顯的影響。在此了解下, 一般均衡市場模型設定價格均衡的處理方式, 並無法妥切描述此一狀況, 亦即 CAPM 與 APT 並不適用在考量套利行為存在下, 短期的多空間市場風險衡量研究。因此, 屬於統計模型的單一指數模型乃提供另一個可行的解決方案。

1. 單一指數模型

單一指數模型 (single index model, SIM) (Sharp, 1963) 屬於一統計模型, 在假設任一資產的報酬均與單一共同因子 (common factor), 或與多項隨機因子 (random elements) 呈線性關係的條件下, 由變異數與共變異數的計算中, 提供一多產出廠商之單一生產活動相對風險的衡量。SIM 能直接對可套利資產的風險程度進行分析, 亦可研究具風險趨避態度的行為主體, 對於額外生產活動對其原有資產組合報酬變異性的反應。計量估測模型以下列線性迴歸模型表示:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_K + e_i \quad (1)$$

式中 R_i 為第 i 個資財的報酬, R_K 表一可掌握所有

產品相關報酬變化 (correlated movements in returns) 的指標, α_i 及 β_i 是欲推估係數, e_i 則表誤差項。² 因此, 由 R_k 的變動所引起 R_i 的變動便可由衡量係數 β_i 值大小而得。如果欲衡量 R_i 所引起的風險規模 (亦即價格的變動性), 則必須進一步對 R_i 及 R_k 的統計變異數加以計算與比較。如果採用一般最小平方方法中對於誤差項間互相獨立的假設 - ($E[e_i e_j] = 0, i \neq j$), R_i 的統計變異數可進一步分成兩項:

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_i) &= \sigma_i^2 \\ &= E[\alpha_i + \beta_i R_k + e_i - E(\alpha_i + \beta_i R_k + e_i)]^2 \\ &= \beta_i^2 \sigma_k^2 + \sigma_{e_i}^2 \end{aligned} \quad (2)$$

式中 $\beta_i^2 \sigma_k^2$ 及 $\sigma_{e_i}^2$ 分別代表當第 i 項資財與其他投資組合一起出現在投資項目時, 其所引起的「系統 (systematic) 風險」項以及「非系統 (non-systematic) 風險」項。^{3,4} 由於 R_k 可定義為任何與 R_i 相關的經濟指標, 因此假若吾人採取市場資產組合的報酬率作為衡量基礎的話, SIM 即簡化成爲不需考量均衡條件要求的 CAPM 統計估測型態。此外, 如果假設這是個經過良好分散處理的市場資產組合 (well-diversified market portfolio), 則此第 i 項資財所引起的「可分散風

險項 ($\sigma_{e_i}^2$)」即會趨近於零⁵。

因此由 (2) 式中可知, 若 $\sigma_{e_i}^2$ 消失, 則 σ_i^2 的變動量可全部由 σ_k^2 的改變量來說明。如果這項推論成立, 市場風險 ($\beta_i^2 \sigma_k^2$) 將是影響此第 i 項資財報酬率水準的唯一風險來源。因此, 相對風險係數 (β_i) 可表爲:

$$\beta_i \cong \frac{\sigma_i}{\sigma_k} \quad (3)$$

所以, β_i 可解釋爲由於考量第 i 項新資財所引起的總風險變動百分比, 第 i 項資財的 β_i 值越大, 則表示其所引起風險程度越大, 或風險趨避程度下降, 或由其所得的預期報酬 (或損失) 越高。換言之, β_i 的估計值可提供由於行爲主體考量第 i 項新資財後, 所額外增加的風險。因此, 研究者乃可對不同的投資活動風險進行估測。正如 Dusak (1973) 及 Arthur 等 (1988) 所言, 該目標資財可採期貨商品 (commodity) 做爲代表, 因此價格風險即成爲現時持有期貨產品的唯一風險來源。

多區位模型中, 對於位居第 m 個區域之第 i 項新資財報酬 ($R_{i,j}^m$) 定義如下:

$$R_{i,j}^m = \frac{P_{i,j}^m - P_{i,j-1}^m}{P_{i,j}^m} \quad (4)$$

式中 $P_{i,j}^m$ 爲第 m 個區域之第 i 項新資財在第 j 期的價格。當 β_i 上升時, 農民風險偏好即變爲較低風險趨避 (less risk averse), 而此一改變會使農民保有存糧以便保有未來追求較高收益的權利, 當然此一決策亦代表較高損失的可能。由於時間機會成本的考量, 未來的期貨價格不會低於現時的現貨價格, 然而如果因短期市場供需產生失調, 或某種不可預期因素影響, 現貨價格即可能反而出現高於遠期貨價格報價的「時間價格逆轉現象 (backwardation)」, 而此因價格變化所產生的市場利基, 便可能提供這些具較低風險趨避偏好, 而又持有存糧的農民一個可賺取較高利

² Collins 及 Barry (1986) 指出許多現有的市場指標 (market indices) 及國民生產毛額 (GNP) 均可作爲 R_k 的代表指數 (proxies)。例如資產組合的平均報酬或是地區所得水準等, 皆曾見於其他研究 (Walburger, 1994; Collins 及 Barry, 1986)。

³ 系統風險項與市場波動有關, 因此投資者無法透過加入新資財等調整資產組合的方式, 來分散這部分的風險, 因此又稱爲「不可分散風險 (nondiversifiable risk)」。一般而言, 此項衡量對所有商業活動均有影響的外生變動性 (exogenous variability)。

⁴ 非系統風險項衡量來自於新的第 i 種資財的特別變動性 (specific variability) 其又稱爲「可分散風險 (diversifiable risk)」。

⁵ Elton 及 Gruber (1984) 亦認爲在 SIM 中, 「非系統風險項」能經由擁有甚多數量的投資組合 (a large enough portfolio) 來予以消除。

潤的機會 (Chien, 1999)。

在定義相關價格指標方面，多項研究以價值加權的 Standard and Poor (S&P) 500 種股票指數做為總合期貨市場資產組合價格的表徵 (Dusak, 1973; Baxter 等, 1985; Marcus, 1984)。然而由農業的生產觀點，以工商股票為計算基礎的 S&P 指數並無法正確描繪來自所有農業產品的報酬。因此，本研究採用農民對特定農產品之所得價格 (prices received by farmers, FRP)，代表農產品的總合市場資產組合價格的變數。

2 考量時間因素的單一指數模型

誠如前述所言，時間是影響決策的重要因素，欲考量風險因素對決策的影響，必須將相關參數亦同時設定為時間的函數，而報酬值亦不例外，因此， α 、 β 、及 σ_t^2 亦成為時間的函數。換言之，農民在考量時間上的風險後，會進一步調整其個人的偏好型態，所以必須對於不同地域不同時點農民的風險態度，設立具備描述不同時間變動可能性的模型，並進行推估。在此了解下，具有固定係數限制的最小平方法 (ordinary least squares, OLS)，顯然無法滿足此一推估要求。由於伸縮最小平方法 (flexible least squares, FLS) 具備無須了解誤差項分配的情形下，即可就時間變動的 β 值進行推估 (Tsefatsion 及 Veitch, 1990; Lütkepohl, 1993; White, 1997) 的統計特性。⁶ 所以考量時間變動的 SIM，可進一步將 (1) 式表為：

$$R_{i,t}^m = \alpha_{i,t}^m + \beta_{i,t}^m R_{k,t}^m + e_{i,t}^m \quad (5)$$

同時考量空間中多市場的條件下，區位條件可能影響農民決策時風險所影響的強度，並在價

格風險的設定下，現金價格 (cash price) 應該適度列入考慮，因此定義各州農民所得價格水準 (current prices received by farmers, FRP) 為不同地區現金價格水準。當在地價格水準上昇時，當地農民會重新調整其預期，形成對於指定期貨價格 (deferred futures price) 移動至較高水準的預期反應。因此農民的風險強度 (亦即風險係數)，會隨著當時市場供需下的現貨價格以及其主觀的風險趨避程度而在不同時點上有不同的變化。

(二) 伸縮最小平方法 (flexible least squares, FLS)

傳統上以一般最小平方法進行函數推估，往往必須接受固定係數的嚴格限制。一最小平方法模型可表示如下：

$$Y = \delta X'$$

式中 δ 表示常數矩陣。而此一要求往往無法充分反應現實生活的時間過程中，行為主體面對不同的內外環境變遷，在決策考量上所必須進行的調整。Kalaba 及 Testfatsion (1989) 為彌補最小平方法在時間過程上推估的可能缺失，發展出伸縮最小平方法 (FLS) 的估測技術，以考量包含時間變動參數的迴歸方程式。其主要概念乃透過對連貫係數向量 (consecutive coefficient vectors) 的先期動態認定 (prior dynamic specification)，從而掌握時間變動的特性。

1. 模型認定

設定 y_t 為在第 t 期觀察的因變數， x_t 定義為在第 t 期自變數所成的向量，而 δ_t 為第 t 期的各迴歸係數 (regressor coefficients) 所成向量，因此包含時間變化參數的迴歸式可表為：

$$y_t = x_t' \delta_t + u_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

$$\delta_t = \delta_{t-1} + v_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (7)$$

(6) 及 (7) 式分別表示先行衡量認定 (prior measurement specification) 與先行動態認定

⁶ 其他尚有多種計量方法可以採用，如移轉迴歸法 (switching regression)，隨機係數設定 (random coefficients) 或隨機係數變量模型 (stochastic coefficient variation model) 等 (Kmenta, 1986)。

(prior dynamic specification)。式中 u_t 與 v_t 為常態分配且平均值為零的隨機變動項， δ 為時間路徑係數 (time-path coefficient) 且其值於第零期時為零，即 $\delta_0 = 0$ 。對於任一可能係數組列估計值 $\delta = (\delta_1, \delta_2, \delta_3, \dots, \delta_T)$ 而言，其值亦與此兩種型態的模式認定所產生的誤差有關。

進一步分析 δ 所產生的誤差來源，主要來自於兩個部分：一項是平方衡量誤差和 (sum of squared measurement errors, SSM)，另一項為平方動態誤差和 (sum of squared dynamic errors, SSD)。兩項可分別表為：

$$\begin{aligned} SSM &= \sum_{t=1}^T (y_t - x_t' \delta_t)' (y_t - x_t' \delta_t) \\ &= \sum_{t=1}^T [y_t - x_t' \delta_t]^2 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t' \hat{u}_t \end{aligned} \quad (8)$$

$$SSD = \sum_{t=2}^T (\delta_t - \delta_{t-1})' (\delta_t - \delta_{t-1}) = \sum_{t=2}^T \hat{v}_t' \hat{v}_t \quad (9)$$

上二式中 \hat{u}_t, \hat{v}_t 分別表示在一特殊選定的 δ 值下，對於真正 (true) 動態與觀察誤差項的估計值。基於最小平方方法之基本概念，求取伸縮最小平方方法的係數向量，乃是求解一最小化問題。換言之，即是求取為消除兩不同來源的誤差項所必須付出的非容受成本 (incompatibility cost, D) 最小。此關係可表示如下：

$$\begin{aligned} \text{Minimize } D &= \mu \cdot SSM + SSD \\ &= \sum_{t=2}^T \mu (\delta_t - \delta_{t-1})' (\delta_t - \delta_{t-1}) \\ &\quad + \sum_{t=1}^T (y_t - x_t' \delta_t)' (y_t - x_t' \delta_t) \\ &= \sum_{t=2}^T \mu \hat{v}_t' \hat{v}_t + \sum_{t=1}^T \hat{u}_t' \hat{u}_t \end{aligned} \quad (10)$$

式中 $\mu > 0$ 代表 SSD 的權數。

2 應用模型

由上述模型認定中，滿足最小成本的單一 δ 估計值必然存在。另外因為這是一凸向原點的邊界，其將在權數 μ 趨近正無窮大時，趨近於縱軸，而於 μ 趨近於 0 時，趨近於橫軸。易言之，當 $\mu \rightarrow \infty$ 時，(10) 式代表在「平方動態

誤差項和 (SSD)」為零，亦即僅考量「平方衡量誤差和」時的限制條件下，使成本最小的 δ 估計值。因此，(10) 式可代表一般最小平方方法 (OLS) 的估測程序。如果 $\mu = 0$ ，則由於右方第一項消失，僅存「動態誤差項和」部分，(10) 式即變成伸縮最小平方方法 (FLS)。為克服計算理論上無窮盡的數值可能組合，White (1997) 對非容受成本函數加以簡化如下：

$$\begin{aligned} D &= \frac{1}{1-\theta} \left[\theta \sum_{t=2}^T (\delta_t - \delta_{t-1})' (\delta_t - \delta_{t-1}) \right. \\ &\quad \left. + (1-\theta) \sum_{t=1}^T (y_t - x_t' \delta_t)' (y_t - x_t' \delta_t) \right] \\ &= \frac{1}{1-\theta} [\theta SSD + (1-\theta) SSM] \end{aligned} \quad (11)$$

式中 $\theta \in [0, 1)$ 為一平滑權數。⁷ 總而言之，當 θ 趨近於一時，由於動態誤差項的存在，伸縮最小平方方法為較適當的估測法；而當 θ 為零時，則應採用最小平方方法。

3 參數選取

如 (10) 式所示，權數 μ 在成本最小化中為一扮演重要角色的關鍵參數。Kalaba 及 Tesfatsion (1989) 並未針對如何選擇參數移動的最適水準提出進一步的說明。因此，伸縮最小平方方法的應用也須先解決選擇 μ 的困難。部分研究採行敏感度分析 (sensitivity analysis) 的概念，在 μ 的值域中，由零與正無窮大之間，主觀擇取不同 μ 值以個別測試其模型績效 (Tesfatsion 及 Veitch, 1990)。然而此一做法卻有造成先驗模型選擇 (ad hoc model selection) 的潛在問題。

Foster (1990) 認為在最小成本邊界的凹特性 (convexity) 認知條件下，求取使由原點至效

⁷ 比較 (10) 式中的 μ 值與 (11) 式中的 θ 值，兩者在下列的條件下是相同的。當 (10) 式中 $\mu = 0$ 時與 (11) 式之 $\theta \neq 1$ 時是相同的，同樣當 $\mu \rightarrow \infty$ 時，也與 $\theta = 1$ 時一致，但實務上則以 θ 表示，較易估測。

率邊界的向量長度最短的距離 (μ)，當可有效解決此一問題。易言之，此一法向量 (norm, from the origin) 可定義如下：

$$N_{PLS} = (SSM^* + SSD^*)^{1/2} \quad (12)$$

式中 $SSM^* = SSM/SSM_{\theta=0}$ 及 $SSD^* = SSD/SSD_{\theta=1}$ 分別代表標準化後的 SSM 與 SSD。⁸ 爲了估測正確法向量，由一般最小平方法 ($\theta = 0$) 所估測的「標準」平方衡量誤差和 ($SSM_{\theta=0}$)，以及另一項極端伸縮最小平方法 ($\theta \rightarrow 1$) 所估測的「極端」平方動態誤差和 ($SSD_{\theta=1}$)，將被視爲調整項 (adjuster) 用以調整因衡量單位不同而造成的差異。透過對於不同 θ 的考量，(12) 式即可求得 N_{PLS} 的最小值，進一步確定該最小 N_{PLS} 所對應之 θ 、 $SSM_{\theta=0}$ 、及 $SSD_{\theta=1}$ 。

四、資料來源與說明

本研究分析資料主要來自美國農業部 (USDA)、國立農業統計服務處 (National Agricultural Statistical Service, NASS)、農業運銷服務處 (Agricultural Marketing Service, AMS)、以及美國華爾街日報 (Wall Street Journal)。

資料期間自 1988 年第一季起至 1997 年第四季爲止，總共 40 筆資料。空間上則包括美國密西西比河 (Mississippi River) 流經之中西部。玉米部分包括伊利諾州 (Illinois, IL)、印第安那州 (Indiana, IN)、明尼蘇達州 (Minnesota, MN)、密蘇里州 (Missouri, MO)、俄亥俄州 (Ohio, OH)、以及愛荷華州 (Iowa, IA) 六州；至於小麥部分，則考慮產量資料，僅包含前五州，而把愛荷華州予以剔除。

包括玉米與小麥價格的平均值、變異數、最大值、以及最小值等統計資料表列於表 1 及表 2。十年間，所有六州農民玉米平均所得價格

(FRP) 爲每卜式耳 (bushel) 2.52 美元。而同一時間內，各州農民玉米平均所得價格則分別爲每卜式耳 2.61 美元 (俄亥俄州)，2.60 美元 (密蘇里州)，2.60 美元 (印第安那州)，2.58 美元 (伊利諾州)，2.43 美元 (愛荷華州) 以及 2.33 美元 (明尼蘇達州)。

表 1 六州農民玉米所得價格之相關統計量

統計量	平均值	標準差	最小值	最大值
Illinois	2.58	0.4929	1.87	4.32
Indiana	2.60	0.5149	1.92	4.51
Iowa	2.43	0.4761	1.73	4.27
Minnesota	2.33	0.4149	1.69	3.82
Missouri	2.60	0.5270	1.80	4.60
Ohio	2.61	0.5393	1.91	4.58
總合	2.52	0.5024	1.69	4.60

說明：單位爲美元/卜式耳。總觀察值爲 240。

至於小麥部分，其統計量則與玉米項有顯著不同，十年間，所有五州農民平均所得價格 (FRP) 爲每卜式耳 3.46 美元。各州中，明尼蘇達州農民擁有最高所得價格水準 (3.53 美元)，其次依序爲俄亥俄州 (3.49 美元)，印第安那州 (3.47 美元) 以及伊利諾州 (3.46 美元)，至於密蘇里州農民僅得到 3.37 美元。

表 2 五州農民小麥所得價格之相關統計量

統計量	平均值	標準差	最小值	最大值
Illinois	3.46	0.5867	2.41	5.01
Indiana	3.47	0.5913	2.41	5.02
Minnesota	3.53	0.6831	2.34	5.61
Missouri	3.37	0.5869	2.33	4.76
Ohio	3.49	0.5927	2.35	5.21
總合	3.46	0.6054	2.33	5.61

說明：單位爲美元/卜式耳。總觀察值爲 200。

爲了簡化分析，本研究假定所有州生產不同且分散度合宜 (well-diversified) 的農產品。此一條件使得 (2) 式中的「非系統風險」項變得不顯著。如前所述，S&P 指數並不能用以表達所有農業產品的報酬，因此，單一指數 (亦即風險

⁸ 由於 SSM 及 SSD 常以不同單位計算，標準化過程是必須的。

表 3 玉米之 FLS 準最適參數估測值

	IL	IN	IA	MN	MO	OH
$SSM_{\theta \rightarrow 1}$	0.38701	0.53400	0.41934	0.35013	0.51666	0.65172
$SSD_{\theta=0}$	0.20186	0.24883	0.19302	0.17192	0.26215	0.30120
N_{FLS}	0.31946	0.32658	0.31876	0.31793	0.32161	0.32754
θ	0.34	0.31	0.31	0.32	0.33	0.31

資料來源：本研究。

表 4 小麥之 FLS 準最適參數估測值

	IL	IN	MN	MO	OH
$SSM_{\theta \rightarrow 1}$	0.77998	0.54035	0.66607	0.54138	0.69877
$SSD_{\theta=0}$	0.45163	0.40182	0.45735	0.34369	0.42789
N_{FLS}	0.30442	0.29753	0.28941	0.28808	0.30437
θ	0.35	0.42	0.39	0.37	0.37

資料來源：本研究。

係數， β) 即成爲分析玉米資產對於投資組合所增加風險程度的衡量指標 (Sharp, 1963; Elton 及 Gruber, 1984; Collins 及 Barry, 1986)。而農民總合農產品之所得價格，則視爲衡量總農業資財 (亦即市場資產組合) 報酬的代表變數 (proxy)。另再以伸縮最小平方法，透過對 1988 年第一季至 1997 年第四季間特定地域 β 的估測，在求得適當的權數 (θ) 後，描述時間上各區位風險的變動性。⁹

基於風險的經濟概念， β 值越大，意謂著總農產品資產組合 (all-farm-products portfolio) 的風險，將由於考量某目標農產品 (亦即玉米或小

麥) 而顯著的增加。因此，較低風險趨避態度的農民將會基於此一了解，預期將由目標農產品上獲得較高的報酬，換言之，農民將提高其自有存貨水準，以便由大幅的價格波動中追求利益。

五、實證分析

依 (2) 式中的 SIM 模型設定， β 係數可視爲資產組合中風險的衡量指標。然後再依 FLS 方法推估 β 係數值，以表示在不同區位中，時間變動的風險偏好。依照前述程序，可以求得適當權數 θ 及最低的法向量 N_{FLS} 。FLS 模型認定所需的參數資料分別表示於表 3 及表 4 中。

由表 3 中可知，玉米一項之權數 (θ) 範圍由 0.31 (IN, IA, 及 OH)，0.32 (MN)，0.33 (MO)，增加到 0.34 (IL)。小麥部分則由 0.35 (IL)，0.37 (MO 及 OH)，0.39 (MN)，增加到 0.42 (IN) 爲止 (表 4)，而這五項數值均比玉米部分爲高。接著 FLS 模型即可依這些權數，估測時間變動過程的風險偏好指標 (β)。玉米及小麥的估計結果則分別顯示於表 5 及表 6。

⁹ FLS 之權數估測程序爲首先透過兩端點值 ($\theta = 0$ 及 $\theta = 1$) 估算兩調整項： $SSM_{\theta \rightarrow 1}$ 及 $SSD_{\theta=0}$ ，並分別計算這兩種條件下的 N_{FLS} 值。接著將 [0,1] 此一值域均分爲 10 等分，分別估測當 $\theta = i$ 時之 SSM_i 及 SSD_i 。以調整值將 SSM_i 及 SSD_i 標準化，然後再用新的 $SSM_{nor,i} = SSM_i / SSM_{\theta \rightarrow 1}$ 以及 $SSD_{nor,i} = SSD_i / SSD_{\theta=0}$ 計算相對的 $N_{FLS,i}$ 值。再就 $N_{FLS,i}$ 進行比較，找出最低三組以及其 θ 值 ($\theta_i > \theta_j > \theta_k$, $i, j, k \in \{1, 2, 3, \dots, 10\}$)。再以 θ_i 與 θ_k 作爲新的值域邊界，重複上述程序直到求得所需的 N_{FLS} 及 θ 參數值爲止。

表 5 時間變動之價格風險估測係數值 (玉米)

年/季	Illinois	Indiana	Iowa	Minnesota	Missouri	Ohio
1988/1	2.6439	3.1005	2.9761	2.9745	2.9518	3.0795
1988/2	2.6439	3.1005	2.9761	2.9745	2.9518	3.0795
1988/3	2.6421	3.0993	2.9752	2.9738	2.9489	3.0774
1988/4	2.6386	3.0936	2.9695	2.9684	2.9458	3.0711
1989/1	2.6359	3.0890	2.9647	2.9637	2.9435	3.0662
1989/2	2.6329	3.0841	2.9598	2.9589	2.9408	3.0611
1989/3	2.6304	3.0799	2.9556	2.9551	2.9388	3.0567
1989/4	2.6275	3.0754	2.9508	2.9506	2.9361	3.0521
1990/1	2.6245	3.0708	2.9461	2.9461	2.9334	3.0474
1990/2	2.6234	3.0676	2.9443	2.9431	2.9326	3.0453
1990/3	2.6229	3.0649	2.9429	2.9407	2.9322	3.0438
1990/4	2.6218	3.0619	2.9410	2.9378	2.9313	3.0417
1991/1	2.6190	3.0557	2.9374	2.9329	2.9283	3.0370
1991/2	2.6168	3.0503	2.9344	2.9285	2.9258	3.0331
1991/3	2.6156	3.0465	2.9327	2.9248	2.9238	3.0307
1991/4	2.6171	3.0466	2.9350	2.9246	2.9243	3.0330
1992/1	2.6186	3.0466	2.9373	2.9242	2.9247	3.0352
1992/2	2.6197	3.0461	2.9392	2.9236	2.9245	3.0367
1992/3	2.6207	3.0456	2.9410	2.9227	2.9242	3.0381
1992/4	2.6218	3.0452	2.9428	2.9217	2.9239	3.0396
1993/1	2.6237	3.0448	2.9464	2.9220	2.9234	3.0414
1993/2	2.6252	3.0431	2.9501	2.9225	2.9220	3.0427
1993/3	2.6309	3.0472	2.9584	2.9271	2.9257	3.0494
1993/4	2.6368	3.0519	2.9671	2.9323	2.9301	3.0571
1994/1	2.6426	3.0566	2.9755	2.9374	2.9343	3.0647
1994/2	2.6483	3.0618	2.9845	2.9419	2.9387	3.0729
1994/3	2.6557	3.0696	2.9953	2.9477	2.9449	3.0838
1994/4	2.6599	3.0744	3.0029	2.9501	2.9492	3.0913
1995/1	2.6638	3.0787	3.0110	2.9532	2.9527	3.0984
1995/2	2.6675	3.0815	3.0195	2.9572	2.9560	3.1048
1995/3	2.6704	3.0842	3.0273	2.9602	2.9585	3.1105
1995/4	2.6754	3.0883	3.0369	2.9649	2.9621	3.1177
1996/1	2.6811	3.0926	3.0472	2.9711	2.9666	3.1269
1996/2	2.6859	3.0966	3.0568	2.9760	2.9704	3.1352
1996/3	2.6855	3.0921	3.0629	2.9790	2.9666	3.1348
1996/4	2.6896	3.0952	3.0696	2.9836	2.9700	3.1404
1997/1	2.6854	3.0894	3.0647	2.9800	2.9641	3.1335
1997/2	2.6852	3.0892	3.0643	2.9798	2.9638	3.1334
1997/3	2.6849	3.0891	3.0640	2.9795	2.9636	3.1334
1997/4	2.6846	3.0886	3.0635	2.9788	2.9631	3.1333

說明：1 每一州數列之最小值以粗體字表示。

2. 模型配適度 (R^2) 分別為：0.8993 (IL) , 0.9008 (IN) , 0.9132 (IA) , 0.9180 (MN) , 0.8971 (MO) , 以及 0.8907 (OH) 。

表 6 時間變動之價格風險估測係數值 (小麥)

年/季	Illinois	Indiana	Minnesota	Missouri	Ohio
1988/1	0.7288	0.5934	0.3393	1.5002	0.7546
1988/2	0.7288	0.5934	0.3393	1.5002	0.7546
1988/3	0.7287	0.5930	0.3398	1.5007	0.7550
1988/4	0.7297	0.5933	0.3336	1.4959	0.7551
1989/1	0.7299	0.5929	0.3273	1.4913	0.7545
1989/2	0.7300	0.5925	0.3210	1.4866	0.7539
1989/3	0.7296	0.5914	0.3146	1.4823	0.7528
1989/4	0.7289	0.5903	0.3078	1.4775	0.7513
1990/1	0.7287	0.5895	0.3013	1.4730	0.7504
1990/2	0.7282	0.5876	0.2948	1.4690	0.7495
1990/3	0.7276	0.5855	0.2882	1.4653	0.7486
1990/4	0.7262	0.5828	0.2803	1.4601	0.7464
1991/1	0.7244	0.5795	0.2729	1.4545	0.7445
1991/2	0.7227	0.5763	0.2656	1.4492	0.7429
1991/3	0.7201	0.5725	0.2580	1.4437	0.7410
1991/4	0.7121	0.5682	0.2486	1.4351	0.7345
1992/1	0.7049	0.5642	0.2397	1.4270	0.7286
1992/2	0.6983	0.5601	0.2302	1.4183	0.7224
1992/3	0.6917	0.5565	0.2213	1.4097	0.7168
1992/4	0.6852	0.5528	0.2124	1.4012	0.7112
1993/1	0.6830	0.5526	0.2067	1.3934	0.7089
1993/2	0.6792	0.5521	0.2003	1.3844	0.7053
1993/3	0.6820	0.5566	0.1994	1.3801	0.7063
1993/4	0.6834	0.5607	0.1981	1.3758	0.7053
1994/1	0.6843	0.5646	0.1963	1.3711	0.7037
1994/2	0.6837	0.5672	0.1953	1.3678	0.7005
1994/3	0.6781	0.5654	0.1915	1.3655	0.6942
1994/4	0.6735	0.5647	0.1884	1.3616	0.6872
1995/1	0.6714	0.5658	0.1869	1.3593	0.6824
1995/2	0.6713	0.5688	0.1881	1.3598	0.6792
1995/3	0.6726	0.5725	0.1896	1.3604	0.6769
1995/4	0.6704	0.5739	0.1873	1.3571	0.6730
1996/1	0.6671	0.5739	0.1847	1.3542	0.6677
1996/2	0.6641	0.5740	0.1826	1.3517	0.6627
1996/3	0.6565	0.5712	0.1739	1.3436	0.6541
1996/4	0.6554	0.5737	0.1725	1.3424	0.6511
1997/1	0.6542	0.5725	0.1705	1.3419	0.6491
1997/2	0.6542	0.5729	0.1703	1.3421	0.6490
1997/3	0.6539	0.5729	0.1701	1.3421	0.6489
1997/4	0.6534	0.5726	0.1696	1.3420	0.6486

說明：1 每一州數列之最小值以粗體字表示。

2 模型配適度 (R^2) 分別為：0.7962 (IL)，0.7938 (IN)，0.8006 (MN)，0.8398 (MO)，以及 0.7905 (OH)。

整體 FLS 模型配適度 (R^2) 在各玉米生產區位分別為：0.8993 (伊利諾州)，0.9008 (印第安那州)，0.9132 (愛荷華州)，0.9180 (明尼蘇達州)，0.8971 (密蘇里州) 以及 0.8907 (俄亥俄州)。至於各小麥生產區位之模型配適度則稍低，分別為：0.7962 (伊利諾州)，0.7938 (印第安那州)，0.8006 (明尼蘇達州)，0.8398 (密蘇里州) 以及 0.7905 (俄亥俄州)。

對於玉米報酬中的 β 係數值，在 1988 年第一季至 1997 年第四季間，有三州的最小值均出現在 1991 年的第三季，分別是：伊利諾州 (2.6156)，愛荷華州 (2.9327)，以及俄亥俄州 (3.0307)。印第安那州 (3.0431) 及密蘇里州 (2.9220) 的最小值則分別出現於 1993 年的第二季，而明尼蘇達州 (2.9217) 則是於 1992 年的第四季 (表 5)。以 1997 年伊利諾州估測值為例，將 β 值對於時間繪圖描點後，顯示出其值在過去十年來，呈現先下降後遞增的變化。此意味著以價格報酬所衡量的風險指標，自 1988 年後便呈下降，然後在 1990 年代初期達到最低點後逐漸上昇 (圖 1)。伊利諾州的風險係數較其他五州有明顯較低的反應，其增加玉米商品後對投資持有者之整體農產品總風險變化，約較其他州低 0.3 個百分點。

為何會呈現先降後升的變化，其中一項主要原因可能是由於報酬變異數的相對大小所致。如前之說明，價格風險是本研究中各州農民唯一風

險的來源，因此如果短期價格急劇波動使得價格差距擴大，必然使農民風險增加。透過對於研究期間十年內玉米價格時間的歷史資料分析可以瞭解，美國玉米市場於 1980 年代後期及 1990 年代初期價格相對平穩，所以 β 值 (風險程度) 呈下降趨勢；然而 1990 年代中後期則因世界供需市場失調，出現市場價格較鉅幅的波動，影響決策者對於該產品的風險預期，因此使得 β 值亦呈上昇。

就各州在此期間的平均存貨水準觀之，分別為 9 億 2,130 萬 (愛荷華州)，7 億 1,610 萬 (伊利諾州)，4 億 7,440 萬 (明尼蘇達州)，2 億 9,010 萬 (印第安那州)，1 億 9,120 萬 (俄亥俄州) 以及 1 億 120 萬 (密蘇里州) 卜式耳。

不過在同樣的十年中，小麥部分的 β 係數值則與玉米的反應有顯著不同。印第安那州是唯一在 1993 年第二季時出現最小 β 係數值 (0.5521) 的區位，其餘四州均集中出現於 1997 年 (表 6)。由此可知，在伊利諾州，明尼蘇達州，密蘇里州以及俄亥俄州中，由增加小麥商品所引起的風險程度，自 1980 年代後期起便持續下降 (圖 2)。當然相對穩定的小麥價格在這五州中，也顯著地降低了價格風險的幅度。水準上，密蘇里州則較其他州為高。就各州在此期間的平均存貨水準觀之，分別為 8,960 萬 (明尼蘇達州)，4 億 1,080 萬 (俄亥俄州)，2 億 4,020 萬 (密蘇里州)，2,180 萬 (伊利諾州) 以及

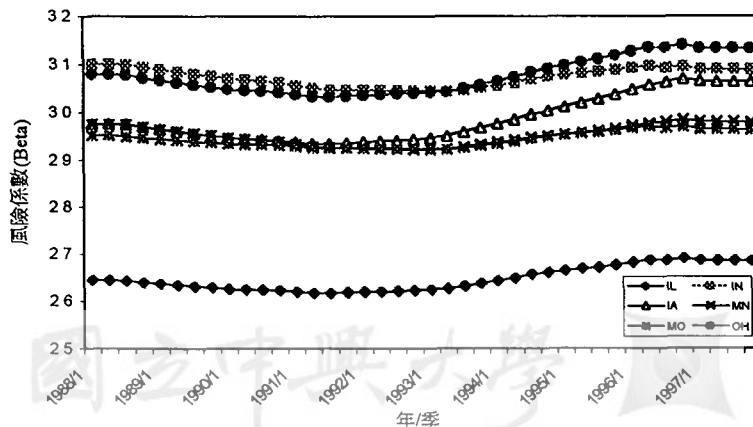


圖 1 時間變動之風險係數值 (玉米)

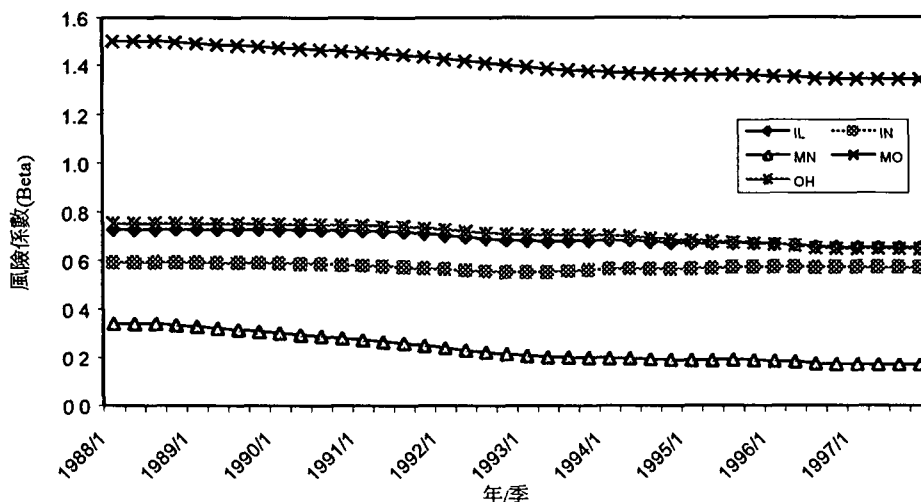


圖 2 時間變動之風險係數值 (小麥)

1,210 萬 (印第安那州) 卜式耳。

總而言之， β 係數值的時間趨勢表示近年來，具備較低風險趨避態度的農民，當可以採用增加自身玉米庫存量方式，賺取高於平均值的利益。不過對於伊利諾州，印第安那州，明尼蘇達州，密蘇里州 以及俄亥俄州等五州的小麥農民而言，小麥市場在這十年中，並不適用以此市場策略來增加收益。

表 7 及表 8 則是以一般最小平方法所估測的統計結果。與前述的伸縮最小平法所求得的结果

相比較，受限於 OLS 估測係數為一固定常數的模型設定，其值無法以變動型態反映此一動態調整。而 FLS 模型推估結果則可以時間函數型態表示，亦即顯示農場主的價格風險可隨時間轉變而呈現不同的反應，因此 FLS 模型較 OLS 模型在此一課題推估上，能對反應過程提供更完整的訊息以供分析研究。

比較同一作物兩組係數的估算值可發現，無論在玉米或是小麥，OLS 模型的推估係數值結果均高於 FLS 模型的數值，顯示如果以 OLS 法推

表 7 不同區位玉米價格風險 OLS 估測結果

	IL	IN	IA	MN	MO	OH
估計係數值	2.970	3.304	3.254	3.163	3.280	3.355
T-Ratio	7.087	7.102	7.941	8.178	6.866	6.555
R ²	0.569	0.570	0.624	0.638	0.554	0.531

資料來源：本研究。

表 8 不同區位小麥價格風險 OLS 估測結果

	IL	IN	MN	MO	OH
估計係數值	0.931	0.861	0.850	1.802	0.925
T-Ratio	1.484	1.454	1.344	3.290	1.514
R ²	0.055	0.053	0.054	0.222	0.057

資料來源：本研究。

估結果所描述的農場主對於目標作物所產生的價格風險，其趨避態度較為薄弱，亦即較喜好風險。由於缺乏客觀衡量標準，實無法判斷哪一統計結果，較能描述農民的偏好，不過在現實考量上，當市場價格變化時，具風險趨避偏好的農民其實會在考量風險因素後，對生產決策內涵做及時調整，以避免負擔不必要的風險，根據此一推論，估測係數值應以 FLS 較低的估測結果具說明力。

另一方面，OLS 模型各作物在各生產區位的模型配適指數 (R^2)，亦較 FLS 模型的估測結果為低。玉米產品方面，大約為六成左右，至於小麥的模型配適度則更低，最高的區位為密蘇里州為 0.2217，其餘則更低，平均約在 0.05 左右，顯示自變數對於應變數的解釋能力相當低，僅能解釋百分之五的程度。由此兩項結果判斷，運用伸縮最小平方法 (FLS) 以估測不同時間點的價格風險偏好係數，在此分析中，是較一般最小平方法 (OLS) 的估測結果，更為統計證據所支持。

六、結論

本研究利用單一指數模型 (SIM) 以穀物商品的總體資料分析，依照傳統資產理論，透過農民總和農產品所得價格、穀物期貨價格與在地現貨價格的計算，建立市場資產與目標商品兩者報酬率的關係，計算美國中西部玉米及小麥農民因為生產該項產品而必須面對的風險係數值，以瞭解區位因素對農民風險偏好反應的可能影響。為掌握時間動態過程中農場決策者的風險態度為因應內外因素不同而產生的變化，本文運用伸縮最小平方法 (FLS) 考量變動係數推估的可能性，以提供調整的動態過程之相關資訊，希冀能夠克服傳統一般最小平方法中，估測係數項無法隨時間變化的限制。統計結果顯示區位差異的確會形成農民對價格風險不同的反應，而 FLS 亦確實能夠提供農場決策者在連續時間變化過程中，其價格風險偏好態度的動態調整資訊。因此這些結果對於分析時間及空間上農場主的決策內涵與瞭解

其風險趨避模式，具有重大意義。考量各估測係數與模型配適度，FLS 法在本資料的分析上，均較 OLS 法為佳，顯示 FLS 模型在估測變動係數的研究中，的確比 OLS 模型能提供較多且充分的資訊。

受限於分析中無法取得各州農民生產農產品所得價格之月資料，本文係以季為單位，求算各州風險係數反應，在統計上或有「加總 (aggregation)」的問題值得注意。另外以三個月為時間序列資料的衡量長度，似亦無法精確描述決策者細微的即時決策行為反應。未來應考慮以月或週資料估測的可能性，俾以確實掌握動態決策的特性，進而更能細緻地描述決策內涵。

參考文獻

- Arrow, K J (1971). *Essays in the Theory of Risk Bearing*. Chicago: Markham
- Arthur, L.M., Carter, C.A., and Abizadeh, F. (1988) "Arbitrage Pricing, Capital Asset Pricing, and Agricultural Assets." *American Journal of Agricultural Economics* 70: 359-365
- Baxter, J, Conine, T.E., Jr., and Tamarkin, M (1985) "On Commodity Market Risk Premiums: Additional Evidence." *Journal of Futures Markets* 5: 121-125.
- Carter, C A , Rausser, G C., and Schmitz, A (1983) "Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation" *Journal of Political Economy* 91 319-331.
- Chavas, J.-P. and Mullarkey, D. (1997). "On the Valuation of Risk in Welfare Analysis." Manuscript
- Chien, L-H (1999). *Testing the Causes of Backwardation of Stochastic Prices in Grain Markets: A Real Option Valuation Approach*. Ph D. Dissertation, Department of Agricultural Economics, unpublished, Purdue University.
- Collins, R.A. and Barry, P J. (1986) "Risk Analysis with Single-Index Portfolio Models An Application to Farm Planning" *American Journal of Agricultural Economics* 68: 152-161

- Dusak, K (1973) "Futures Trading and Investor Returns An Investigation of Commodity Market Risk Premium." *Journal of Political Economy* 81 1387-1406
- Elton, E J and Gruber, M J (1984) *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. Second edition New York John Wiley & Sons
- Fama, E F (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work" *Journal of Finance* 25: 383-417.
- Foster, K A (1990) *Dynamic Economic Model of Cattle Inventories and Supply in the U.S. Beef Cattle Industry* Ph D Dissertation, Department of Agricultural Economics, unpublished, University of California, Davis.
- Kalaba, R and Tesfatsion, L (1989) "Time-Varying Linear Regression via Flexible Least Squares" *Computer Mathematical Application* 17 1215-1245
- Keynes, J.M (1930) *A Treatise on Money. Vol. 2- The Applied Theory of Money*. London Macmillan
- Kmenta, J. (1986). *Elements of Econometrics*. Second edition. New York Macmillan
- Lutkepohl, H. (1993). "The Sources of the U.S. Money Demand Instability" *Empirical Economics* 18 729-743
- Marcus, A. (1984) "Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation A Comment." *Journal of Political Economy* 92: 162-164
- Pratt, J W. (1964) "Risk Aversion in the Small and in the Large." *Econometrica* 32(1): 122-136
- Robison, L J and Barry, P.J (1987). *The Competitive Firm's Response to Risk*. New York Macmillan
- Roll, R W. and Ross, S A (1980). "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory" *Journal of Finance* 35: 1073-1103
- Ross, S (1976) "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing" *Journal of Economic Theory* 13 341-360.
- Shanken, J. (1982) "The Arbitrage Pricing Theory Is it Testable?" *Journal of Finance* 37. 1129-1140.
- Sharp, W F (1963). "A Simplified Model for Portfolio Analysis" *Management Science* 2 277-293.
- Tesfatsion, L. and Veitch, J M (1990) "U.S Money Demand Instability: A Flexible Least Squares Approach" *Journal of Economic Dynamic and Control* 14: 151-173.
- Turvey, C.G , Drive, H.C., and Baker, T.G (1988) "Systematic and Nonsystematic Risk in Farm Portfolio Selection." *American Journal of Agricultural Economics* 70: 831-836
- Walburger, A M. (1994) *Modelling and Testing the Efficiency of Price Discovery in Live Cattle Markets: A Linear Systems State Space Approach* Ph D. Dissertation, Department of Agricultural Economics, unpublished, Purdue University
- White, K J (1997) *SHAZAM: User's Reference Manual*, Version 8

A Study on the Estimation of Price Risk for Grain Commodities: An Application of Flexible Least Squares Method

Li-Hsien Chien

*Department of Agricultural Economics,
National Chung Hsing University
Taichung, Taiwan, Republic of China*

ABSTRACT

This study measures the values of risk premium for corn and wheat farmers by calculating the grain spot price and farmer received price with the single index model (SIM) concept. By adopting the flexible least square (FLS) approach, this study estimates the time-varying risk coefficients for different locations between the first quarter of 1988 and the fourth quarter of 1997. Empirical evidences present that the FLS model can effectively estimate the shifts of coefficients, which caused by producing new target grain at each location, in separated periods. Statistical results are likely to be more satisfactory than the OLS outcomes both on goodness-of-fit of model and explanatory ability of the estimates

Keywords: Risk Premium, Single Index Model, Flexible Least Squares Method, Grain Commodity