

本文章已註冊DOI數位物件識別碼

▶ 穀物市場不確定因素估測及其對時間價差影響之分析

Uncertainty and Its Effects on Price: Time Spread in Grain Markets

doi:10.6196/TAER.2000.5.2.3

農業經濟叢刊, 5(2), 2000

Taiwanese Agricultural Economic Review, 5(2), 2000

作者/Author: 簡立賢(Li-Hsien Chien)

頁數/Page: 191-222

出版日期/Publication Date: 2000/06

引用本篇文獻時，請提供DOI資訊，並透過DOI永久網址取得最正確的書目資訊。

To cite this Article, please include the DOI name in your reference data.

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結:

To link to this Article:

<http://dx.doi.org/10.6196/TAER.2000.5.2.3>



DOI Enhanced

DOI是數位物件識別碼 (Digital Object Identifier, DOI) 的簡稱，是這篇文章在網路上的唯一識別碼，用於永久連結及引用該篇文章。

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 <http://doi.airiti.com>

For more information,

Please see: <http://doi.airiti.com>

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE



穀物市場不確定因素估測及其 對時間價差影響之分析*

簡立賢**

本文引入「實質選擇權定價評估法 (ROPE)」以估算不確定性因子對於農場主在玉米商品儲銷決策的影響。透過對 1988 年至 1997 年美國中西部六個州區位的玉米季資料，分析資料顯示 ROPE 模型的確可以描述不確定性因素的存在，並予以適當評價。並透過多點供需模式，檢定不確定性等因素對玉米市場中價格差額的影響。

時間價格逆轉現象 (backwardation) 由於存在負的運送成本項，一直為相關商品市場研究學者所關切。本文在不確定性衡量後，進而將之引入「時間價格逆轉現象」課題的討論。實證所得結果與過去相關研究一致。統計證據上顯示，交易成本、不確定性、季節性以及外生需求衝擊等因素，對價格離散程度（逆轉現象的程度）具有顯著異於零的影響。前三項變數的係數值為正，顯示當這些變數值增加時，時間上價格差額的規模會隨之擴大。然而風險偏好指數對時間價差的影響則相當有限。

關鍵詞：穀物期貨市場、時間價格逆轉現象、實質選擇權估價模型、時間決策分析。

* 本文係為博士論文之部分結果改寫而成。另承兩位匿名評審提供寶貴意見，謹致感謝之意。

** 作者係為國立中興大學農業經濟學系副教授。
本文文稿審查作業之執行由李皇照編輯負責。



壹、前言

時間與空間的必要調整，對於供需決策上運輸與儲存商品的考量具有重要意義，尤其對於易腐性高的農產品而言，如何進行有效率的分配更是運銷上的主要工作。由於價格過度波動常會增加業者調整成本，因此，如何維持其農產品存貨於適當水準，實為一大挑戰。從總體經濟觀點，以糧食為例，由於存糧水準直接牽動糧食安全及糧農收益等經濟社會議題，糧食管理機構經常透過相關政策工具，經由糧食可供給量的管理，進而達到預期政策目標。因此如何選擇一適當的存糧管理策略，對於市場的參與者而言是非常重要的課題。

如果接受價格水準為決策者考量自身存貨數量的重要因素，則一向出現逾期或市場交易的現象，便值得注意。期貨市場中，遠期期貨價格 (futures price) 與即時現貨價格 (spot price) 間，常存有價格差距，而運送成本 (carrying costs) 常視為造成此差距的主要來源。由於考量時間因素下必須付出的倉儲管理成本，同一地點的同一產品，其未來實現的期貨價格理當不應低於現時的現貨價格水準，然而在期貨市場交易實務上，有時卻出現前者反而低於後者的現象。J.M. Keynes 特指稱此現象為「時間價格逆轉現象 (backwardation)」，以便與正常現象 (contango) 區別。由於此現象明顯違反運送成本隨時間增長而增加的常理，其背後的經濟動機，一直為相關領域學者所重視，而欲深入分析，以提供合乎理論的適當解釋。

在充分資訊的假說下，供給者在時間價格逆轉現象出現時，基於負運送成本的考量，不應擁有存貨，然而實務上問題的存在，使得此一決策成為非理性的行為，形成分析上的難題 (puzzle)。過去多項研究曾嘗試對期貨市場中時間價格逆轉現象出現時，供給者仍願意保有庫存的行為，透過不同因素的考量，以求提出理論上合理解釋。縱然如此，支持相關因

素的統計證據，卻顯得相當薄弱，有待充實。另一方面在動態的時空環境下，各區位經營決策者必須時時面對不充分資訊的動態環境，因此解釋模型中，必須適當考量決策中的地區市場供需條件與不確定 (uncertainty) 因素，才能完整解釋此一行為，然而目前現有相關文獻中，卻鮮見深入探討。

據此，本文擬以十年來美國穀物期貨商品市場為例，應用選擇權估價模型，衡量不確定性因素的影響，並擴充模型，藉以充實對於該逆轉現象的分析，以使相關分析更加周延，進而提供相關業者及生產者存銷貨決策過程的參考，提高其行銷策略的品質。另外亦可作為糧食管理當局施政上參考，希冀透過政策工具的調整，對存糧作更有效率的管理。

本文分為六部分。第二部份為文獻回顧，針對過去研究成果以及相關理論進行探討整理。第三部分則建立本文理論分析架構。第四部分則對於估算所需之方法，模型與程序加以描述，並說明分析資料來源及其特性。第五部分為實證推估部分，包括相關風險偏好係數與選擇權價值的計算，以及整體迴歸模型統計結果的分析。最後是本文的結論與建議。

貳、文獻回顧

本節共分為兩部分，先探究過去研究成果對「時間價格逆轉現象」產生的不同原因的假設；再以投資評估定價模型發展的過程，引入實質選擇權估價模型在決策理論上的應用。

一、時間價格逆轉現象的起因

在一市場中，如果某一產品目前的價格較高，則上市供給會由於部份行為主體 (agent) 觀察到套利機會出現，開始出售其存貨而上揚。當市場上湧現許多主體共同採行此類行為時，充裕的供給將壓迫現貨價格 (spot price) 下降，最後其價格水準將落於近期期貨契約價格以下，以涵蓋必要



的交易成本。

然而市場交易調整程序並不盡然依循上述程序進行，一些行為主體即使觀察到高的現貨價格，仍不會立即銷售，而傾向等待並保持儲存量。換言之，這些決策者願意支付所有契約到期前所發生的儲存與操作成本，以便擁有銷售決定的行使權，結果出現了期貨價格低於現貨價格的「時間價格逆轉現象」。

過去相關之研究可主要分為三項，包括風險貼水 (risk premium)，便利掌控產量 (convenience yields) 以及模型錯誤認定 (model mis-specification) 或資料加總 (data aggregation) 議題。

凱因斯 (J. M. Keynes) 針對現貨及遠期市場中價格與風險的課題，進行有系統的研究後，認定現貨市場價格有時會出現不低於未來期貨價格 (futures price) 的時間價格逆轉現象，而風險貼水因素則是造成此一現象的主要因素。許多研究採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，來釐清風險與資產投資報酬率之間的關係 (Dusak, 1973; Carter, Rausser & Schmitz, 1983; Marcus, 1984; Baxter, Connie Jr., & Tamarkin, 1985)。

便利掌控產量主要在於指稱農場經營者掌控農場上存糧水準能力的考量。多項研究指稱一旦在整個交易期間無掌控庫存情形發生時，「存貨不足 (stockout)」或「存貨不足出現機率」任一原因均可能造成時間價格逆轉現象 (Abel, 1985; Wright & Williams, 1989)。由強勁的暫時性需求或意外的供給短缺因素所造成的低可供給存貨水準，形成了現貨價格上漲的可能性大增。更精確的說，農場存貨無法立即運往市場，或是在運銷分配過程中所產生的交易延宕均是逆轉現象可能產生的原因 (Kaldor, 1939; Working, 1949; Brennan, 1958; Telser, 1960; Heinkel, Howe, & Hughes, 1990)。

近期多項研究則認為時間價格逆轉現象，實由於程序上考量偏誤資料加總的結果。此外，分析模型錯誤認定也是可能的原因。Wright &

Williams (1989) 指出時間價格逆轉現象的出現，乃基於人們習將不同地區（或是商品等級）的產品價格予以平均，作為資料。另外政策上對於市場不當干預，亦可能對於儲存數量（存量）與逆轉現象（亦即不同時間的價格差異）間的關係予以扭曲。Benirschka & Binkley (1996) 根據空間均衡概念，發展一多區位空間模型。在此模型中，唯一的中央消費市場決定價格水準，而供給則由散佈於整個市場範圍空間的生產點存量所提供。在對於全美國穀物儲存容量進行分析後，作者證實供應點與市場間的距離為決定供應點儲存容量大小之主要因素，因此提出「損失儲存 (storage at a loss)」的矛盾實際上並不存在。依循相同的概念，Frechette & Fackler (1997) 提出另一更一般化的模型，用以檢視該模型中究竟是存貨水準或是地點因素，對時間價格逆轉現象的規模大小產生影響。然而實證結果並未在統計證據上支持其「時間價格逆轉現象的規模大小隨市場距離增加而增加」的假說。

如前所述，由供需所引起的價格互動應該加以適當衡量，雖然隨機性 (randomness) 的考量在決策過程中十分重要 (McDonald & Siegel, 1986)，然而上述相關研究，並未對此進行深入分析，必須予以充實。

二、投資評估定價法

考量不確定性因素的影響後，行為主體可藉由更新資訊而提高其決策的品質。由於而「實質選擇權定價評估法則」可以容許投資者藉由延遲其投資決定而獲得利益，不必然需要立即實現決策，因此靜態的淨現值法 (static net present value) 分析，勢必由於忽略「延後選擇」此一決策價值，而在評估方案與實質資產時，可能因無法考量所有的可能性，而在決策上產生偏誤 (Dixit & Pindyck, 1994)。

Black & Scholes 與 Merton 同時於 1973 年分別提出實質選擇權定價評估法的理論基礎。在分解財務選擇權理論後，兩文提出一由選擇權 (option) 與合約標的物 (underlying asset) 所構成的資產組合，並運用套利



論點導出一確切的選擇權定價公式。其對於一平常股票買權 (call option on common stock) 的評價，是基於持有該買權時，資產組合在持有與賣出部位 (long and short positions) 的連續調整中，反映出之該股票所獲報酬。因而其價值是由於投資者擁有買的權力（而非義務）所致，因此此一「等待」特權應該予以適當評價。

其後多位學者將之擴展為決定決策時間點上的應用，並定義此類應用為實質選擇權分析。如 McDonald & Seigel (1985) 以此技術分析在風險趨避下的資產投資決策。Dixit & Pindyck (1994) 則將之應用於廠商進入與退出的決策考量。Salin (1996) 則擴充實質選擇權分析概念於在考慮多變數共同整合隨機過程下，毛豬生產的投資決策。本研究則應用實質選擇權評價法，衡量農業經營者在自有玉米存貨儲銷決策時點上的反應，以進一步引入分析其對於時間價格逆轉現象的影響。

參、實質選擇權定價評估法 (real option pricing evaluation, ROPE) 模型架構

面對未知的價格，擁有存貨的農場主必須為因應市場的變化，而保持其出售該批存貨決策的彈性。在價格分配型態已知的條件下，期望值可望對未知的將來提供一「最可能的結果」。因此面對波動的市場，區位上的農場主可有兩個基本的選擇：不是馬上將其存貨以現價水準售出，就是繼續支付倉儲費用以保留存貨。而後一決定也意味著，決策者可保留對於在未來價格可能高漲時有貨可售的權利。尤其是當價格極可能隨時間而逐漸上揚時，此一「賣的權力（註 1）（而不是義務）」更形重要。因此現金價格水準與預期未來價格間的差距，即成為儲銷決策中一項主要考量。由於可供給量與下一期隨機需求將共同決定下一期價格，因此農場主無法事先知道此一未來的價格到底為何。簡而言之，所有農場主必須在面對未來價格的不確定性環境。



如果決策者選擇等待，則此保留權力的價值應予以適當衡量，因此不確定環境下的儲銷決策可由決策者對於兩個決策的價值進行估測比較後，根據其需要選擇最佳的決定，此即為實質選擇權方法的主要概念。透過此方法下對於延遲決策價值的計算與比較，吾人即可對決策者的決策行為進行深入分析。由於決策者無法在現時觀察到下期的價格，不過根據經驗以及既有的價格資料，價格分配型態可以事先獲知，因此決策者可以視下期的預期價格， $E(P)$ ，為對下期實際價格的估測值。其型態可表為如下。

$$E(P) = \theta P_H + (1 - \theta)P_L$$

式中 $P_H > P > P_L$ 分別表示高中低三種水準的價格。而 θ 則為臨界機率，表示下期價格有 θ 機率會高於 P ，有 $(1 - \theta)$ 機率會低於 P 。如前所述，如果決策者決定立即出售，則出售每單位穀物的淨現值 (net present value, NPV) 將等於穀物的現金價格 (P_0)，亦即 $NPV_0 = P_0$ 。如果決策者決定等一等，每單位穀物的預期淨現值可依標準方法計算之。

$$E(NPV) = \frac{E(P)}{(1 + \rho)} \quad (1)$$

式中 ρ 表實質利率。依照淨現值法則，假設下一期的預期價格高於銷售穀物的淨現值時，即 $E(NPV_{t+1}) > NPV_t$ ，決策者會願意選擇保留，以等待未來更高的價格出現時有貨可售。易言之，在下列關係成立時，決策者將繼續持有穀物商品。

$$E(NPV_1) - NPV_0 = \frac{1}{(1 + \rho)} [E(P_1) - (1 + \rho)P_0] \geq 0, \quad (2)$$

此式表示當連續兩期預期價格差額的現值，大於由現金價格所產生的潛在利息利得額時，決策者應該要選擇耐心等待。因此 (2) 式中的值實為「等待的現值」。而選擇權價值亦能由此簡單的概念中，透過兩現值的



比較而予以界定，其不但可表為延後選擇的價值，也是對不確定性的衡量。

進一步說明，則最適決策將基於儲存或售出選擇具備較高的預期淨現值而定。總交易機會現值 (OV_0)，可由下列的極大化式中得知，而選擇權價值可由式中進一步算出。

$$OV_0 = \text{Max}\left\{0, \frac{E(P_1)}{(1+\rho)} - P_0\right\} \quad (3)$$

在豐收期，決策者必須依其對於市場的了解，透過預期選擇權價值，馬上決定期儲銷決策。如果決定延遲其出售，則決策者會在下期初，更新影響因素集合，並重新估算下面各期的選擇權價值預期值，以考量何項決定較為有利。如果決策者一直持有穀物，保留著出售的權利，此程序會持續直到決策者執行其出售權利為止。其計算程序可表示如下。

$$E(OV_0^i) = \text{Max}^i\left\{0, \frac{E_0(P_1^i)}{(1+\rho)} - P_0, \frac{E_0(P_2^i)}{(1+\rho)^2} - P_0, \dots, \frac{E_0(P_t^i)}{(1+\rho)^t} - P_0\right\} \quad (4)$$

式中 $E(OV_0^i)$ 表示第 i 區位在收穫期 (第 0 期) 的預期選擇權價值。

由於時間與空間的考量，在農產運銷上相當重要。為確實描述不同區位間的供需互動，本研究擬採 Ravallion 衛星區位模型 (dominant-satellite) 以代表消費中心與不同產地市場間的關係 (Koontz, Garcia, & Hudson, 1990)，進而建立多點供需模型，從而界定遠期價格水準係受空間中各市場的供需影響所共同決定 (註 2)，但又允許在地現時價格存在的現況。由上述推導過程，擁有潛在當地需求的各區位，即可在有限的資訊下，估算其產品未來的價格預期值。由 (4) 式所計算的選擇權價值，將可由未來價格的預期值求算。換言之，每一區位基於在地條件特性，決策者對不確定性認知的不同，將形成其獨特對未來價格的預期值水準，因而會產生區位獨特的選擇權價值。



肆、估測方法與程序

本節將進行實證分析模型的建立，亦同時界定選擇權價值與風險偏好兩項變數以引入最小平方法中進行檢測。

一、選擇權價值估測與模擬

為進一步了解不確定性因素的影響，實質選擇權定價評估法 (ROPE) 可提供一可行估測基礎。由於在計算選擇權價值時，必須有未來期間的現時價格，然而受限於時間因果性質，無法於現在資料中得知。另外，在同一中央消費市場的架構下，不同區位的價格間或存在共同整合 (cointegration) 之特性，並且在時間數列資料中所常見因趨勢及循環所產生的誤差，必須審慎考量及調整，換言之，模型中是否具誤差修正 (error correction) 功能，實屬重要。由於「狀態空間時間數列法 (state space time series, SSTS)」具有前述特性 (Aoki & Havenner, 1991)，因此本研究採取此一方法進行對未來期間的現時價格水準的預測。(註 3)

為簡化分析，假定決策者僅能作一次銷售決策，而不能分散出售。收成後，決策者必須就是否儲存或銷售其穀物作一決定。而在收穫期時對往後三期預期選擇權價值的估計，將提供是否延遲銷售決策的重要理由。如果決定等待，則決策者將於下期初更新其所有的資訊後，重新估計剩下各期的預期選擇權價值，然後決定該期的儲銷決策。如果決策者仍決定儲存，則上述程序會一直進行直到下一年度穀物收穫為止，因此整年作物曆的決策，可以表 1 說明之。假設穀物維持良好品質的儲存期間為一年四個季節，超過一年後，則因品質下降而視為不同產品。因此在無上期存量 (carryover) 的條件下，此決策將於第四期初結束。而選擇權價值在下年度收穫季前將降至為零。此乃當決策者在穀物收穫時，如果仍保留前期的存貨，則會因品質的差異而必須以低價售出的緣故。



表 1 四季的作物運銷行事曆

季節別			
收穫期 (1)	2	3	4
出售或等待			
	銷售或等待		
		銷售或等待	
			銷售

將一作物年分為四個季， P_t 為第 t 期的價格，並定收穫季為第一期。因此選擇權價值的計算模型可定義如下。

$$OV_t = \text{Max}\{0, EP_t - P_t\}, \text{ 式中 } t = 1, 2, 3, 4. \quad (5)$$

$$\begin{aligned} EP_t &= \text{Max}\left[\frac{E(P_{t+1}|P_t)}{(1+r)}, \frac{E(P_{t+2}|P_t)}{(1+r)^2}, \frac{E(P_{t+3}|P_t)}{(1+r)^3}\right], \text{ 當 } t = 1, \quad (6) \\ &= \text{Max}\left[\frac{E(P_{t+1}|P_t)}{(1+r)}, \frac{E(P_{t+2}|P_t)}{(1+r)^2}\right], \text{ 當 } t = 2, \\ &= \text{Max}\left[\frac{E(P_{t+1}|P_t)}{(1+r)}\right], \text{ 當 } t = 3, \\ &= P_{t+4}, \text{ 其他情形} \end{aligned}$$

式中 r 為無風險實質利率 (risk-free real interest rate)。依此決策者會基於現階段可資利用的訊息，預測未來數期的即時價格期望值。透過 SSTS 模型，吾人可對未來的即時價格 (P_{t+1} , P_{t+2} 以及 P_{t+3}) 進行推估。因其是以既有的價格資料 (P_t) 為基礎，因此在式中以 $P_{t+1}|P_t$, $P_{t+2}|P_t$ ，以及 $P_{t+3}|P_t$ 表之。

二、風險與其評估

由於本研究模型為一動態調整過程，因此可視為所有變數均趨向於一潛在均衡狀態，但可能在時間過程中不會達成穩定點，或因過度調整

(overshoot) 而需要更進一步的調整。CAPM 模型反應一種長期均衡狀態，然而在本文中由於考量不同區位間套利的潛在可能性，所以，一般均衡市場模型設定無法符合本研究的模型設定，而對風險妥切衡量。因此本文將以單一指數模型 (single index model, SIM) 作為另一種處理方法。

單一指數模型可用於分析衡量當風險趨避者引入一項具套利可能的資財於原有生產活動中時，其所產生的風險對原有資產報酬的影響。由於其應用時對於模型狀態限制較少，可透過變異數與共變異數等統計量的計算，對一獨立活動的相對風險程度予以衡量，因此應用頗為廣泛。

假設 R_i 為第 i 種資產的報酬， R_K 為一項可捕捉產品間相關報酬移動的指數， α_i 及 β_i 是估測的參數，而 e_i 則為誤差項。因此在完全分散 (well diversified) 的資產的條件下， R_i 的變動量中由 R_K 所引起的部分可由係數 β_i 解釋之。為衡量第 i 項投資活動報酬 R_i 的風險規模 (價格變異性)，其變異數可分解為兩部分。

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_i) = \sigma_i^2 &= E[\alpha_i + \beta_i R_K + e_i - E(\alpha_i + \beta_i R_K + e_i)]^2 \\ &= \beta_i^2 \sigma_K^2 + \sigma_{e_i}^2 \end{aligned} \quad (7)$$

式中 $\beta_i^2 \sigma_K^2$ 項為系統 (systematic) 或不可分散 (nondiversifiable) 風險，而 $\sigma_{e_i}^2$ 項則為非系統 (non-systematic) 或可分散 (diversifiable) 風險 (Sharp, 1970; Collin & Barry, 1982)。

指數 R_K 可定義為任何與 R_i 密切相關的指標。因此當此指數被定義為市場資產 (market portfolio) 的報酬率時，SIM 模型即變成不具均衡條件要求的 CAPM 統計型式。更甚者，若此市場資產為完全分散，則對此第 i 項投資活動的可分散風險項將趨近為零。亦即當 $\sigma_{e_i}^2$ 項消失時， σ_i^2 的變化量可完全由 σ_K^2 的變化量所解釋。如果此一說法成立，則市場風險項 ($\beta_i^2 \sigma_K^2$)，將是唯一影響第 i 項投資活動報酬率的風險來源。整理後，相對風險指數 (β_i) 可表為



$$\beta_i \cong \frac{\sigma_i}{\sigma_K} \quad (8)$$

如此， β_i 可表為由於考量第 i 項投資活動，所引起總風險量的增加百分比。由此， β_i 的估計值乃可提供由於新活動引入，所產生的額外風險的相關訊息，而不同活動的風險乃得以分別進行衡量。

當相對風險 (β_i) 值上昇時，農場決策者的風險偏好將變得對風險趨避較弱 (less risk averse)，而表現出在追求較高利益上的積極態度。另外報酬的價值不斷隨時間而有所轉變，因此 α ， β 以及 σ_i^2 也應該表為時間的函數。實際上，農場主亦會根據客觀環境的改變，而調整其個人的風險偏好型態，因此本文使用由 Kalaba & Tesfatsion (1989) 所發展的伸縮最小平方法 (flexible least squares, FLS) 以考量此一特性 (Tsfatsion & Veitch, 1990; Lutkepohl, 1993; White, 1997)。

三、資料說明

模型推估資料來自於下列來源：美國農部 (USDA) 的國家農業統計服務處 (National Agricultural Statistical Service, NASS) 與農業運銷服務處 (Agricultural Marketing Service, AMS)。分析期間則由 1988 年第一季至 1997 年第四季共 40 筆季資料。月玉米存量則以三個月的算數平均值加以轉換成季資料。分析區位包括美國中西部 Illinois, Indiana, Minnesota, Missouri, Ohio 以及 Iowa 等位於 Mississippi 河流域玉米生產帶之六州。詳細資料敘述如下。

1. 因變數——價格離散值 (price spread)

多項研究提出時間價格逆轉現象可由價格離散值的正負而觀察 (Frechette & Fackler, 1997)。然而價格離散值卻有多種估算方式，為符合本研究中重視在地市場穀物供應能力與自身需求的考量，對於在地決價機能 (local pricing mechanism) 的影響，乃定義時間價格逆轉現象出現的可能程度，可由在地市場現金價格 (local cash price) 減去交易所期貨價格



(futures price) (註 4) 的價格離散值予以衡量。至於在地現金價格變數，則選擇各州之農民玉米所得價格 (current prices received by farmers) 作為衡量基礎。當價格離散程度增加，時間價格逆轉現象出現的可能性也會隨之增加。

2. 儲存水準

儲存水準是穀物市場分析中的重要因素之一。Williams(1986) 指出時間價格逆轉現象的問題核心，即是在於如何對於高價下，農民仍願意保有存貨行為提出合理解釋。因此，儲存水準（或存貨）應該在時間價格逆轉現象分析的實證模型中予以考慮。在不考慮所有權型態下，本研究以每州每季的可供貨玉米儲量水準，作為衡量該州玉米儲存量的基礎。農民對於未來高報酬的預期，實為其之所以願意保有較高存貨水準的主要理由，亦即所謂「惜售」的反應。在此理解下，農民會希望近期將出現一較高的期貨價格，如果此推論成立，則隱含在價格離散度上的增加。換言之，當儲存水準增加時，價格離散程度預期亦將增加，兩者關係預期為正向反應。

3. 船運費率

由於不同市場間運銷勞務提供而產生的交易成本，在穀物儲存決策中扮演重要角色。因此一般研究多設定運輸成本為空間距離的函數，而以供給點與消費市場間的距離，或直接計算不同市場間的價格差額，作為運送成本的衡量。然而這兩種方法卻不易真正描述農民所面對的現狀 (Benirschka & Binkley, 1995)。為充分反應所有於交易過程中所發生的成本，如運輸成本，儲藏費用，利息與保險費等支出，本研究採以美國 Mississippi 河上運送穀物之平底貨船由在地碼頭到終點紐奧良 (New Orleans, Louisiana) 的船運費率，作為交易成本的代表參數 (proxy) (Frechette & Fackler, 1997)。本研究擬以此變數衡量各州農民將玉米運至消費地（紐奧良）的交易成本。其費率會隨著在地市場距最終的消費地

間的距離而提高。易言之，費率的提高，即表示該地區生產市場距最終的消費地市場間的距離增加。因此吾人即可對「儲存地點對於時間價格逆轉現象的規模具影響」此一假說，進行檢視。根據研究，當生產點與最終消費點間的交易成本上昇時，價格離散程度會增加，因此預期兩變數間關係應為正向關係。

4. 風險偏好指數

本文應用單一指數模型 (SIM) 衡量決策風險。另外報酬的價值不斷隨時間而有所轉變，因此 α ， β 以及 σ_i^2 也應該表為時間的函數。為簡化分析，並假設所有六個州均生產完全分散 (well-diversified) 的農產品，以使 (7) 式中的非系統風險項不顯著。估測上，以美國農民對所有農產品之所得價格，作為計算總農場資產報酬的代表參數，而無風險報酬率則訂為 5.41% (註 5)。依照定義，如果農民的風險指數值 (β) 較大，則意味其較低的風險趨避偏好反應。因此當價格上升趨勢出現，具較低風險趨避偏好的個體，會更願意犧牲目前賺款，而保留自身的存貨，以便在未來獲取更高的報酬。倘若遞延出貨決策導致因當地市場供給不足而使現時價格上昇，此一行為亦會引起最近一期交割的期貨預期價格上揚，而使價格離散度增加，因此，風險偏好指數的係數值預期為正值。

5. 選擇權價值

為應用選擇權評價模型，對於未來某期價格的預期值，必須首先加以估測。因此本文應用狀態空間時間數列預測法，首先定義每一州農民所得價格 (farmers received price) 為該區位農民所面對的現金價格 (current price)，透過樣本內 (in-sample) 資料的配適度診斷，以 1960 年第一季至 1987 年第四季為運算基礎，求解具最佳預測能力的模型參數。再進而以這些參數對樣本外 (out-of-sample) 之 1988 年第一季後四十筆資料，進行預測。求算值再加上隨機誤差項後，即可求算時期間各季各地的現期價格預測值。



透過狀態空間時間數列模型 (SSTS) 所求算的預測現金價格，以及當期的農民所得價格兩項變數，將可以計算不同空間與時間的選擇權價值。並以美國國庫券報酬率為無風險報酬率，以便將未來期的預測現金價格折現為現值基礎，以便反映時間考量。此外，本文應用 Monte Carlo 程序，以 25,000 次反覆模擬選擇權價值的分配，期以此事前 (ex ante) 程序，計算每季各州玉米選擇權價值的期望值。

基於過去所累積的經驗及常識，農場主傾向於對收成季後價格抱持上升的預期。如吾人在前面章節中所強調，不確定考量會對於農場主的運銷決策有所影響。倘若選擇權價值能對不確定環境下儲銷決策的預期獲利能力，作正確評估，農場主自然能夠適當反應。換言之，當選擇權價值為正，即意味著農場主在對未來高報酬的考量下，保留存貨意願將高於立即出售的反應。如果農場主決定暫時保留出售玉米的權利，願意等待，當地即期價格與遞延期貨價格將因有效供給量的相對減少而雙雙上揚，而在農場主的樂觀預期下，儲存決策價值上昇時，預期在地現金價格會隨之上昇，進而擴大價格離散程度。因此本變數係數的預期係數值為正數。

6. 外生衝擊虛擬變數

西元 1996 年，中國大陸地區的玉米歉收情形嚴重，產生極顯著的糧食進口需求，而此一情形亦造成世界穀物市場因為非預期的需求大增，而使價格迅速上漲。為反映此一事件對美國國內玉米市場的衝擊，本研究認定該年的前三季受到外生變動，而以一虛擬變數表示之，亦即 1996 年的第一季至第三季的外生變動虛擬變數值為一，其餘季節則皆為零。由於在 1996 年中，國外的強大需求使所有市場的即時價格均呈現上昇，此項結果不但使即時價格上昇到相對高的水準，同時也重新改變農場主對延遲期貨價格的預期內涵。由於已出現意外的高價，未來價格向上攀升的可能性，已經不大，反而在供給受高價吸引而增加的情形下，價格



可能相對疲軟不振，因此綜合現金價格顯著的變動量，價格離散度將縮減，因此將預期出現負值係數。

7. 季節虛擬變數

本文亦以四個季節虛擬變數以衡量模型中的季節性。在相對應的季節中其值為一，否則即表為零，係數值則未定。

四、迴歸模型

由於 Frechette 與 Fackler 曾提出以最小平方程序，對於時間價格逆轉現象予以檢測，本文修正並擴充其模式基礎，並假設在第 m 區位的時間價格逆轉現象規模是上述變數的函數。下式即為擬進行測試的迴歸式，各變數係數的預期符號，則以其下的括弧正負表示之。

$$\begin{aligned}
 B_t^m = & \lambda_0 + \lambda_1 S_t^m + \lambda_2 D_t^m + \lambda_3 RP_t^m + \lambda_4 OV_t^m + \lambda_5 SDV_t^m & (9) \\
 & (+) \quad (+) \quad (+) \quad (+) \quad (-) \\
 & + \lambda_6 QDV_{1,t}^m + \lambda_7 QDV_{2,t}^m + \lambda_8 QDV_{3,t}^m + \lambda_9 QDV_{4,t}^m \\
 & (?) \quad (?) \quad (?) \quad (?)
 \end{aligned}$$

式中 S 為玉米存貨量， D 為由 Mississippi 河流系統的平板船運費率表示的交易成本， RP 為由 SIM 所算得的風險偏好指數 (β)，而 OV 即為用以表示不確定因素的選擇權價值。另外式中的右方則有兩組虛擬變數，分別為表示非預期玉米市場波動的外生衝擊虛擬變數以及季節虛擬變數。

考量可能有一些共同的因素會影響所有的市場，而造成各市場間產生同步相關的現象，所以本研究採行「近似無關迴歸式 (seemingly unrelated regression equations, SURE)」模型，以說明此一不同區位間可能的關聯性質。另外將以「概似比檢定 (likelihood ration test, LR) (註 6)」方法針對六個區位市場具備相同參數值的假說，進行檢定，以進一步釐清多點

供需市場模式是否為統計上所支持。

統計檢測可提供每一項變數係數值是否顯著的證據，而其中 *OV* 項係數是否顯著異於零，則特別令人關注，因為該結果將決定一實質選擇權估價法所估算的不確定性因素，在時間價格逆轉現象中所扮演的角色是否重要。

伍、實證結果分析

本節共分為三部份，第一部份首先說明選擇權價值的計算過程及其結果分析，第二部份，則透過單一指數模型及伸縮最小平方法，求算不同時點上各區位農場主的實際偏好反應，最後，透過迴歸式的建立，分析各變數對時間價位逆轉現象的影響，並評估其整體系統配適度。

一、選擇權價值之計算

選擇權價值求算與先前預期一致，每年最高的選擇權價值均出現在第四季，隨著有貨水準的下降，在次年第三季降為零（見附表 1）。此一結果意味著農場主會較願意在收穫季節市場價格偏低時保留其產品，而農場主亦會考量本身對預期價格水準分配的瞭解下，做出價格會在收穫期後逐漸上昇的推論。因此在收穫期做出銷售的決定，似乎並不是最能滿足利潤追求的考量。十年間，最高的選擇權價值在不同的區位中，均出現於 1994 年的第四季（註 7），分別每 bushel：\$2.398 (Illinois)，\$2.477 (Indiana)，\$2.273 (Iowa)，\$2.207 (Minnesota)，\$2.321 (Missouri) 以及 \$2.347 (Ohio)。

平均各季的估計值則列於表 2。在報酬率為 5.41 % 的條件下，所有觀察區位的儲存選擇權平均值分別為 1.293（第一季），0.886（第二季），0（第三季）以及 1.999（第四季）。



表 2 六州各季平均選擇權價值

季節別	州別						平均值
	IL	IN	IA	MN	MO	OH	
第一季	1.325	1.340	1.278	1.244	1.288	1.281	1.293
第二季	0.909	0.915	0.881	0.862	0.877	0.870	0.886
第三季	0	0	0	0	0	0	0
第四季	2.052	2.105	1.958	1.895	1.987	1.996	1.999

資料來源：本研究。

二、風險偏好指數與伸縮最小平方法

在玉米報酬的風險係數估算上，有三個區位的最小值均出現於 1991 年的第三季，分別為：Illinois (2.6156)，Iowa (2.9327) 以及 Ohio (3.0307)。而 Indiana (3.0431) 與 Missouri (2.9220) 的最小值則出現在 1993 年的第二季，Minnesota (2.9217) 則是在 1992 年的第四季。如果就時間過程加以衡量，則以價格報酬所衡量的風險指數自 1988 年後逐漸下降，而在 1990 年代初期達到最低後逐漸上昇（見附表 2）。其可能因素之一或肇因於報酬變異數的相對大小。如前面所述，價格風險為本研究中農場主在收穫後唯一所需面對的風險來源，因此，如果價格急遽波動，進而造成價格差距益形擴大，將使那些握有存貨的農場主面臨一風險較高的狀況。由於在 90 年代後，玉米市場呈現較大的變動，直接引起以價格為計算基礎的風險偏好指數 (β) 值增加。

三、迴歸分析

在考量各生產市場亦存在當地需求的情況下，由於涵蓋多點市場間決價過程中價格與儲存量間的可能互動，多市場模型架構實更能反映現時狀況。因此，本文乃對六個不同區位，分別建立個別迴歸式，期能由包

含可能的互動關係的市場架構中，進行推估。

迴歸統計結果表為表 5 所示。透過對具限制條件（註 8）與無限制條件模型的個別估測過程，概似函數的對數估測值分別表為 -856.244 以及 -724.245 。因此，概似比檢定統計值 (LR) 可表為

$$LR = -2[-856.244 - (-724.245)] = 263.998$$

由 X^2 分配表中，在 240 個觀察值上， LR 在 1% 顯著水準下被拒絕，因此六州中各變數具相同係數值的假設，並不為統計證據所支持。而這結果的統計意義顯示這些區域市場間是全然獨立的關係，證據上亦隱含各區為基於其在地市場資訊而形成其自身的玉米儲存決策形式。因此，考慮模型中互異的地理區位後，自變數的反應幅度在各區位間應該不同。基於上述的統計理由，本研究僅分析由無係數限制模型所求算的實證結果，各獨立變數係數分別分析如下。

在將結果與預期值做一檢視後，六個州估算係數的符號均與理論一致（見表 3）。除 Missouri 州外，儲存水準項的係數，均不顯著異於零。六州的船運費率變數對價差均具有正向影響。同樣，風險偏好指數項在 Illinois 及 Iowa 兩州，均在百分之十的統計水準下，顯著棄卻其值為零的假設。如以各式中選擇權價值變數，表示玉米儲銷決策中不確定因素的影響，其係數的顯著性則與假設中不確定性考量對決策影響的重要性相一致。至於外生衝擊虛擬變數的係數，其符號與預期一致，而其大部分亦在 5% 的顯著水準下顯著異於零。季節虛擬變數則與價格離散變數成反向變動，其顯著水準均在 5% 以下。

衡量六個區位迴歸式的配適度，由於單一最小平方法中的 R^2 指標並不適於系統函數設定，因此本文採以計算各式依變數之實際觀察值與預測值間的平方相關係數 (the square-correlation coefficient between the observed and predicted dependent variable) 作為衡量系統模型判定係數的依據（註 9）。此一指標以 SURE - R^2 列於表 5 的最後一列。在其中

四個州區位，九項自變數約可解釋自變數（價格離散程度）之總變量的50%以上，分別為 Ohio (58.94%)、Missouri (57.20%)、Indiana (53.38%) 以及 Illinois (51.53%)。其中船運費率，選擇權價值，外生衝擊虛擬變數以及四項季節虛擬變數，在大部分的區位中均屬於顯著影響自變數變化的變數。Missouri 是唯一存貨水準變數的係數值統計上顯著異於零的州區位，意謂著該變數在影響該州農民所得價格與期貨價格間的價格離散程度上，扮演重要角色。當存貨水準上升一百萬 bushel 時，價格差會較原水準增加0.14 美分。考量Mississippi 流域四條河在州域內匯流的地理位置，Missouri 在玉米運輸分配網路 (distribution network) 上，佔有關鍵性地位。因此儲存變數在此地對價格產生明顯影響，也不足為奇了。

船運費變數的係數在六州中均在1%的水準下顯著異於零。正向符號表示交易成本與價差兩者變動同方向，也與原先預期符號相一致。換言之，當生產點離最終消費點（即是本文的出口港）越遠或交易成本增加時，價格差會擴大。船運費每增加一單位時，會對不同州間以下期貨價格與現期農民所得價格間所衡量的價差，產生幅度不一的變化，其中以 Ohio 變化最大，達 0.204 單位，其次依序為 Iowa (0.195 單位) 及 Minnesota (0.172 單位)、Illinois (0.160 單位) 以及 Indiana (0.172 單位)，而最低的 Missouri 僅為 0.125 單位。將上述影響幅度與實際地理區位相比較，可見距離最終消費點越遠，交易成本越高，相對的價差值也會隨之擴大。換言之，一個距中心較遠而具較高交易成本的生產區位，將較其他採行同樣儲銷決策但較接近消費地的生產點，更容易面臨明顯的時間價格逆轉現象。此發現亦支持「時間與空間考量在儲存決策上重要性」的結果。



表 3 時間價格逆轉現象迴歸結果

	州別		
	Illinois	Indiana	Iowa
儲存水準	0.005 (0.006) ¹	0.017 (0.016)	-0.006 (0.006)
船運費率	0.160 (0.032) ^{***}	0.172 (0.050) ^{***}	0.195 (0.043) ^{***}
風險偏好指數	71.609 (38.82) [*]	39.537 (29.88)	80.865 (41.81) [*]
選擇權價值	37.946 (11.26) ^{***}	42.080 (11.95) ^{***}	41.099 (14.25) ^{***}
衝擊變數	-27.720 (10.96)	-30.899 (11.62) ^{***}	-23.832 (12.44) [*]
第一季虛擬變數	-93.601 (30.80) ^{***}	-86.183 (31.16) ^{***}	-76.388 (34.90) ^{**}
第二季虛擬變數	-90.888 (26.77) ^{***}	-84.926 (26.53) ^{***}	-76.058 (29.90) ^{**}
第三季虛擬變數	-59.650 (20.10) ^{***}	-51.579 (19.64) ^{***}	-52.670 (21.77) ^{**}
第四季虛擬變數	-131.16 (36.82) ^{***}	-131.39 (38.43) ^{***}	-117.08 (42.47) ^{***}
SURE - R ²	0.5153	0.5338	0.4184

資料來源：本研究。

註 1：括號內為係數的估計標準差，其中 * 表示 10% 水準下顯著異於零，** 表示 5% 水準下顯著異於零，*** 表示 1% 水準下顯著異於零。總觀察值為 240。 $L(\hat{\beta}, \hat{\sigma}^2) = -724.245$

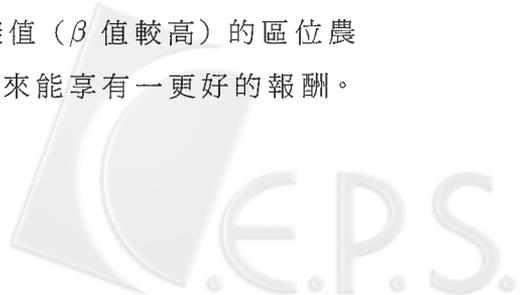


表 3 時間價格逆轉現象迴歸結果 (續)

	州別		
	Minnesota	Missouri	Ohio
儲存水準	-0.014 (0.012)	0.140 (0.044)***	0.012 (0.028)
船運費率	0.172 (0.038)***	0.125 (0.046)***	0.204 (0.053)***
風險偏好指數	57.523 (37.15)	19.134 (28.43)	51.718 (44.08)
選擇權價值	39.476 (13.04)***	35.764 (12.47)***	42.606 (13.71)***
衝擊變數	-5.084 (12.04)	-34.548 (11.39)***	-39.842 (12.20)***
第一季虛擬變數	-48.966 (29.80)	-66.956 (27.89)**	-88.032 (36.16)**
第二季虛擬變數	-52.419 (25.20)**	-68.282 (23.19)***	-90.352 (31.55)***
第三季虛擬變數	-28.755 (18.24)	-34.028 (15.93)**	-62.871 (23.91)***
第四季虛擬變數	-89.094 (36.86)**	-106.84 (34.79)***	-130.84 (43.36)***
SURE - R ²	0.3624	0.5720	0.5894

資料來源：本研究。

六個區位中雖然只有 Illinois 與 Iowa 兩州的風險偏好向係數在 10% 顯著水準下顯著異於零，不過全部區位該變數係數值均為正數，此乃與預期變化方向一致。此意味著具較低風險趨避值 (β 值較高) 的區位農民，願意放棄目前的市價，保留其存貨以待未來能享有一更好的報酬。



透過限制供給策略，生產者或可因此而使現貨價格上升，促使人們對於未來價格有更高幅度增加的預期。價格離散程度的擴大，從而使時間價格逆轉現象的發生可能性亦大增。即使許多研究支持風險偏好變數在時間價格逆轉現象中的顯著地位，然而就本文之實證分析而言，Keynes 的風險考量僅在六州資料的兩州中為統計結果所支持，而且其顯著性並不高。

所有區位的統計結果明顯表示，在 1% 的顯著水準下棄卻選擇權價值變數係數為零的假設，同時其符號也符合正數預期。當選擇權價值增加美金一元時，將引起約 40 美分的價格離散度，時間價格逆轉現象的規模也會更顯著。其中 Ohio 州變動最大達 42.6 美分，其次分別為 Indiana (42.1)，Iowa (41.1)，Minnesota (39.5)，Illinois (37.9)，以及 Missouri (35.7)。

上述統計證據支持「不確定性」在地區性市場架構下，玉米價格分析與儲銷決策形成的重要性。當面對不確定的市場行情而選擇權價值為正時，即使目前市價高於未來期貨價格，農民仍會願意放棄目前的價格，決定保有其玉米存貨以待最佳出售時機。如果此一推論屬實，則時間價格逆轉現象則會伴隨者正存貨水準而出現，而不確定性的考量則提供一行為合理化的基礎。

衝擊變數的估計係數值，除在 Minnesota 外，均在至少 10% 顯著水準下顯著異於零。此結果表示公元 1996 年中國大陸糧食的歉收的確造成美國玉米市場價格行情在當年前三季的上揚。舉例而言，Indiana 州在 1996 年前三季的價格離散度，約較十年內其他季低了約有 31 美分。換言之，當意外的強烈需求出現時，價格離散度會因為未來幾期期貨價格變動程度變小而降低。此亦闡明市場分析中需求面考量的重要性。

季節性在價格離散程度上亦有顯著的影響。對所有六個區位而言，第四與第二季虛擬變數的估計係數，均顯著異於零。此一季節變數的負係數值，顯示一年中的價格離散程度是負值，不過其負值則在收穫期（第四季）後逐漸減少。以 Indiana 州為例，最低的價格離散程度出現於

第四季 (-131.39)，然後是第一季 (-86.183)，第二季 (-84.926) 與第三季 (-51.579)。正如本文所解釋，價格離散程度會隨著現時價格的上揚與資訊日益充分而變窄，因此價格離散程度的大小與季節性有密切關係的推論，為統計證據所支持。

因此實證結果可總結說明如下。如果沒有意外衝擊，固定的消費會促使可供上市的玉米供給水準在收穫期後逐漸下降，如此造成現金價格逐漸上漲。如果現金價格高於未來的預期價格時，則時間價格逆轉現象出現。根據經濟理論，現金價格上漲的原因不是由於消費需求增加，就是來自供給減少所致。而這些現象均會導致更高的價格以及潛在價格離散程度縮小的結果，因此，在每年度玉米收穫季節結束後，時間價格逆轉現象的發生可能性會隨之增加。

陸、結論與建議

本研究針對美國 1988 年至 1997 年中西部六個州的玉米穀物市場，嘗試應用「實質選擇權估價模型」估測「不確定性」因素。再於多點供需區位架構下，建立玉米商品儲存銷售的決策模型後，將不確定因素引入，並評估其對於「時間價格逆轉現象」出現程度之影響，另亦就其他相關決策反應的重要因素進行分析。主要研究結果如下。

1. 不確定性：本文引入「實質選擇權定價評估法 (ROPE)」，對不確定環境中，與不同時間空間之價格波動具密切關係的的農場主儲銷決策予以評估定價，以估算不確定性對於決策的影響。計算過程中發現，收穫期的選擇權價值總是相對較高，亦即「等待」是對農場主一較有利的決定。顯示在訊息不足的情況下，「等一等」是此時較佳的決定。由此可知 ROPE 模型的確可以適當描述不確定性的存在，因此其變化及內涵，相關模型分析中必須涵蓋討論。
2. 迴歸模型推估與配適程度：本文介紹多項變數，以衡量其對價差（亦



即時間價格逆轉現象規模)的影響情形。這些變數包括：存貨水準、船運費率(交易成本)、風險偏好指數、選擇權價值、外生衝擊變數以及一組季節虛擬變數。透過計量模型，在 Ohio、Missouri、Indiana 以及 Illinois 等四州，這些變數約可解釋自變數之總變量的 50% 以上。其中交易成本、不確定性、衝擊變數以及季節變數，在大部分的區位中均明顯地影響自變數的變化幅度。

3. 區域性市場的確存在：為避免可能產生的模型偏誤，本文擴充傳統單一需求市場模式設定，在考量當地消費的現實情形後，建立多點供需模型。在以概似比檢定「不同區位之變數具相同係數值」的條件後，該假說遭到棄卻，此結果表示各區域市場均有其不同的反應，必須予以分別考量估測。
4. 風險因素：對於大部分的市場而言，風險因素的顯著性並不高。換言之，Keynes 所倡言的「風險貼水」假說，並不為本研究的資料統計結果所支持。而農場主對決策程序中風險與不確定性效果的混淆，可能是主要的因素。

由於資料限制，本文在考量區位範圍以及時間長度方面，僅能以季(三個月)及州為單位，對瞬息萬變的市場變化的描述，仍有其侷限性。未來如有可能應考慮採用以農場或郡資料以為基本單位，進行更精確的分析，則對於加強相關與個體決策相關的變數，如風險，不確定性與存貨水準等因素的可信度與估測績效，應有所提升。另外由於企業經營策略的考量，本文無法取得各區域內在地對玉米之飼料需求的相關資料，而這些是在當地市場決價過程中相當重要的因素，應該在地區市場模式中予以適當考慮。

在此美國事例的分析中，證實不確定性因素與儲銷決策內涵的確存有密切關係。由於現階段我國期貨市場，仍以金融產品為主，尚未出現農產品之商品契約，因此一般農民或農業經營組織採用期貨方式進行投資或避險行為者並不多見。然而在未來國貿環境日益開放的趨勢下，國

內相關農產期貨契約商品的出現，應是指日可待。而此等市場形成後所提供的相關資訊，勢必形成決策者對於不同時空間價格的漲跌反應更為敏感，亦即價格變動程度會相對提高，反應時間亦會縮短。換言之，即是在維持糧食安全目標下的糧食控管工作，會因為不確定性增加，其難度必然增加。但未來我國農產品期貨市場漸趨成熟後，穀物存貨將具有投資功能，而市場上之投資產品的預期報酬率，亦將影響人們各期中「擁有存貨並等待（亦即選擇權）」的決策價值。因此，在具期貨市場選擇的經濟環境下，如何在尊重市場效率的前提下，糧管單位或可透過適當政策工具與利率調控措施，進而影響人們儲銷決策，達到存糧管理的政策目標。

附 註

1. 此一出售的權力相當類似於選擇權 (options) 交易合約中的賣權 (put option)。
2. 亦即不同市場價格間可能存在共同整合 (cointegration) 特性。
3. 關於 SSTS 模型，請參閱 Aoki & Havenner (1991) 與 Chien (1999)。
4. 芝加哥交易所 (Chicago Board of Trade, CBOT) 的玉米期貨交易合約共有五個交割月份：三月，五月，七月，九月及十二月。為求與季資料一致，僅考慮除七月合約外之其餘四個月份資料。由於期貨交易的複雜性，本研究定義「在三月、五月、九月、十二月各月份第一個交易日，對下一交割月份，亦即指五月、九月、十二月以及隔年三月的玉米期貨交割契約的結算價格」，為決策者可以觀察並做為決策考量的四個期貨季價格。
5. 由 1988 年一月至 1997 年十二月美國國庫券 (Treasury Bill) 月報酬率求算平均而得。
6. 概似比檢定統計量 (the likelihood test statistic) 及其漸進分配 (asymptotic distribution) 表示如下

$$LR = -2\{L(\tilde{\beta}, \tilde{\sigma}^2) - L(\hat{\beta}, \hat{\sigma}^2)\} \sim \chi_m^2$$



式中 $L(\tilde{\beta}, \tilde{\sigma}^2)$ 及 $L(\hat{\beta}, \hat{\sigma}^2)$ 分別表在引入與未引入限制式時，對數概似函數 (log-likelihood function) 的最大值， m 為限制式數目。

7. 1993 年間 Mississippi 河谷經歷嚴重水患，造成玉米帶 (corn belt) 各州玉米歉收，其後政府為鼓勵復耕生產，推動多項獎勵補助措施，竟使隔年 (1994 年) 的玉米產量創下新高。反諷的是，超額供給引起當期玉米收穫價格遠低於往年水準。而面對此一狀況，農場主會預期出現較大的價格離散程度，進而造成 1994 年度的選擇權價值高於其他年度。
8. 引入「相同係數」限制條件的迴歸式，其統計結果並不理想，因此本文中不予討論。
9. 請參閱 SHAZAM: user's Reference Manual, Version 8.0. P.310.

參考文獻

- Abel, A. B., 1985. "Inventories, Stock-outs and Production Smoothing," *Review of Economic Studies*. 52: 283-293.
- Aoki, M., and A. Havenner, 1991. "State Space Modeling of Multiple Time Series," *Econometric Review*. 10: 1-59.
- Baxter, J., T. E. Conine, Jr., and M. Tamarkin, 1985. "On Commodity Market Risk Premiums: Additional Evidence," *Journal of Futures Markets*. 5: 121-125.
- Benirschka, M., and J. K. Binkley, 1995. "Optimal Storage and Marketing Over Space and Time," *American Journal of Agricultural Economics*. 77: 512-524.
- Black, F. and M. Scholes, 1973. "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*. 81: 637-659.
- Brennan, M., 1985. "The Supply of Storage," *American Economics Review*. 48: 50-72.
- Carter, C. A., G. C. Rausser, and A. Schmitz, 1983. "Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation," *Journal of Political Economy*. 91:



319–331.

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 P. J. Barry, 1986. “Risk Analysis with Single-Index Portfolio Models: An Application to Farm Planning,” *American Journal of Agricultural Economics*. 68: 152–161.

Dixit, A. K., and R. S. Pindyck, 1994. *Investment under Uncertainty*. Princeton N.Y.: Princeton University Press.

Dusak, K., 1973. “Futures Trading and Investor Returns: An Investigation of Commodity Market Risk Premium,” *Journal of Political Economy*. 81: 1387–1406.

Frechette, D. L., and P. L. Fackler, 1997. Agricultural Marketing on the Space-Time Continuum – An Investigation into the Cause of Commodity Price Backwardations. Paper presented at AAEA Annual Meeting, Toronto, Canada.

Heinkel, R., 1939. “Speculation and Economic Stability,” *Review Economic Studies* 7:1–27.

Kalba, R., and L. Tesfatsion, 1989. “Time-Varying Linear Regression via Flexible Least Squares,” *Computer Mathematical Application*. 17: 1215–1245.

Kaldor, N., 1939. “Speculation and Economic Stability,” *Review Economics Studies*. 7: 1–27.

Keynes, J. M., 1930. *A Treatise on Money*. Vol. 2: *The Applied Theory of Money*. Macmillan & Co., London.

Koontz, S. R., P. Garcia, and M. A. Hudson, 1990. “Dominant-Satellite Relationships Between Live Cattle Cash and Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*. 10: 123–136.

Lutkepohl, H., 1993. “The Sources of the U.S. Money Demand Instability,” *Empirical*



Economic. 18: 729–743.

Marcus, A., 1984 “Efficient Asset Portfolios and the Theory of Normal Backwardation: A Comment,” *Journal of Political Economy*. 92: 162–164.

McDonald, R., and D. Siegel, 1986. “The Value of Waiting to Invest,” *Quarterly Literature Economic*. 101: 707–727.

Merton, R. C., 1973. “The Theory of Rational Option Pricing,” *Bell Journal Economic and Management Science*. 4: 141–183.

Roll, R. W. And S. A. Ross, 1980. “An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory,” *Journal of Finance*. 35: 1073–1103.

Salin, V. S., 1996. *Real Option Valuation when Risks are Co-Integrated*. Ph.D. Dissertation, Department of Agricultural Economics, unpublished, Purdue University.

Sharp, W. E., 1996. *Portfolio Theory and Capital Markets*. New York: McGraw-Hill Book Co.

Telser, L.G., 1960. “Futures Trading and the Storage of Cotton and Wheat,” *Journal of Political Economy*. 66: 233–255.

Tesfatsion, L., and J. M. Veitch., 1990 “U.S. Money Demand Instability: A Flexible Least Squares Approach,” *Journal of Economic Dynamic and Control*. 14: 151–173.

Williams, J.T., 1986. *The Economic Function of Futures Markets*. New York, N.Y.: Cambridge University Press.

White, K. J., 1997. *SHAZAM: User's Reference Manual*, Version 8.0, McGraw-Hill.

Working, H., 1949 “The Theory of the Price of Storage,” *American Economics Review*. 39: 1254–1262.

Wright, B. D., and J. C. Williams, 1989. “A Theory of Negative Prices for Storage,” *Journal of Futures Markets*. 9: 1–13.



附表 1 六州區位之玉米選擇權價值

Year/Qtr.	State Series					
	IL	IN	IO	MN	MO	OH
1988/1	0.764	0.745	0.745	0.701	0.797	0.734
1988/2	0.384	0.369	0.388	0.367	0.392	0.354
1988/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1988/4	1.306	1.309	1.219	1.140	1.252	1.256
1989/1	0.798	0.801	0.765	0.718	0.773	0.783
1989/2	0.538	0.535	0.521	0.480	0.525	0.522
1989/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1989/4	1.732	1.755	1.657	1.591	1.684	1.654
1990/1	1.159	1.139	1.123	1.065	1.127	1.103
1990/2	0.733	0.718	0.708	0.684	0.715	0.685
1990/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1990/4	2.031	2.096	1.952	1.868	1.979	1.988
1991/1	1.355	1.386	1.309	1.267	1.311	1.321
1991/2	0.958	0.988	0.930	0.895	0.896	0.943
1991/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1991/4	2.080	2.132	2.007	1.946	2.012	2.016
1992/1	1.391	1.410	1.345	1.316	1.351	1.330
1992/2	1.030	1.043	0.985	0.950	0.989	0.975
1992/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1992/4	2.349	2.437	2.237	2.160	2.283	2.299
1993/1	1.664	1.691	1.599	1.571	1.617	1.637
1993/2	1.219	1.224	1.165	1.157	1.185	1.194
1993/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1993/4	2.253	2.300	2.125	2.097	2.144	2.163
1994/1	1.500	1.540	1.429	1.415	1.433	1.447
1994/2	1.121	1.154	1.077	1.084	1.079	1.083
1994/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1994/4	2.398	2.477	2.273	2.207	2.321	2.347
1995/1	1.719	1.734	1.648	1.611	1.674	1.664
1995/2	1.200	1.229	1.156	1.132	1.169	1.167
1995/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1995/4	2.010	2.022	1.924	1.887	1.881	1.941
1996/1	1.335	1.359	1.313	1.292	1.256	1.288
1996/2	0.762	0.747	0.768	0.790	0.685	0.686
1996/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1996/4	2.142	2.240	2.048	1.984	2.127	2.123
1997/1	1.566	1.598	1.507	1.482	1.543	1.502
1997/2	1.145	1.144	1.110	1.079	1.134	1.091
1997/3	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1990/4	2.219	2.283	2.141	2.070	2.189	2.172

資料來源：本研究

附表 2 六州中玉米農民時間變動風險偏好係數值¹

Year/Qua.	Illinois	Indiana	Iowa	Minnesota	Mossoouri	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	2.924	3.0660
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	2.6559	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	3.0882	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	3.1248
1996/4	2.6896	3.0952	3.0696	2.9836	2.9700	3.1404
1997/1	2.5954	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

註 1：黑體數字表為每一數列中之最小值。

Uncertainty and Its Effects on Price: Time Spread in Grain Markets

Li-Hsien Chien

Associate Professor, Department of Agricultural Economics,
National Chung-Hsing University

The Real Option Pricing Evaluation(ROPE) model is applied to measure the effects of uncertainty in store/sell decision of farm operators for corn commodity. The empirical evidences reveal that the degree of uncertainty in the decision of farm managers can be described and priced by the ROPE Model with the corn commodity quarterly data from the six Mid-West states in the U.S. during 1988 to 1997. Also, to consider the possible demand and the specific decision behavior for each local site, a multi-demand-multi-supply model is developed.

The existence of the Backwardation has attracted considerable attention in the related commodity market research because of the negative carrying cost puzzle. After evaluating uncertainty related with space and time by adopting the ROPE approach, this study extends existing research by considering local market reaction and uncertainty. The empirical outcomes are consistent with those results in previous research. Based on the statistical evidences, transaction costs, uncertainty, seasonality, and external trade impact are all statistically significant. Positive coefficients of the first three variables above imply that the size of the Backwardation expands if their values increase. Very little support for the role of risk aversion was found.

Keywords: *commodity market, Backwardation, real option pricing evaluation model, timing decision analysis*

