

# 台灣白米批發與零售市場之不對稱價格傳遞

李元和\*、周國偉\*\*、張芷瑄\*\*\*

台灣白米價格的起伏往往波及消費者與生產者的福利及利潤。本研究應用門檻共整合模型，探討台灣白米市場在批發與零售過程的價格傳遞機制。利用 2006 年 1 月到 2012 年 6 月各縣市白米價格週資料，本研究發現零售價格與批發價格之間存在顯著之不對稱門檻共整合關係。另依據一致性的門檻估計值，將研究樣本區分為“高”及“低”零售利潤等兩個狀態，結果顯示多數地區在低利潤時期零售價格會較迅速且大幅地反應批發成本的變動，但反之，在高利潤時期批發成本變動並不會明顯傳遞至零售價格。這現象說明利潤的高低是零售業者能否維繫彼此間勾結訂價的關鍵，也佐證不完全競爭市場因素可能是影響現階段台灣白米零售價格調整的原因。不過，藉由比較各地區零售價格之不對稱門檻修正過程與不同利潤狀態下零售價格對批發成本衝擊之反應，本研究也發現白米價格之特殊調整型態其實是受到不完全競爭因素和政府干預力量的交互作用所致。

**關鍵詞：**白米價格、不對稱調整、門檻共整合、向量誤差修正模型

---

\* 文化大學財務金融系兼任教授。

\*\* 佛光大學應用經濟學系副教授。本文之通訊作者。

\*\*\* 佛光大學應用經濟學系碩士。

作者十分感激兩位匿名評審對本文所提出的寶貴意見，謹此致謝。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 19:1 (2013), 49-80。

臺灣農村經濟學會出版

## I、前言

隨著經濟的成長，台灣雖已從早期的農業社會轉變成工商社會，但稻米不論在經濟、社會、政治、文化以及生活上仍扮演著舉足輕重的角色，稻米價格的起伏變動也往往波及消費者與生產者的福利及利潤。所謂「穀賤傷農、穀貴傷民」，便是描述稻米價格與社會大眾間的特殊寫照。早期政府為穩定糧價，調節供需，而採取各種不同的公糧收購政策及安全存糧制度，並於稻米價格異常時做適度調節，使稻米價格相對穩定（表 1）。但台灣在 2002 年加入了世界貿易組織（World Trade Organization，以下簡稱 WTO），面對逐漸開放的市場趨勢，國內稻米價格也將由市場因素所決定；亦誠如李元和等（2004）所述，「台灣稻作的競爭力削弱的主要原因是缺乏市場調節機制，在正常市場機制運作下，價格應該是帶動稻作競爭力的主要來源，而價格又與生產成本、產業結構相互影響」。

正因稻米需求的特殊性，導致價格的調整往往會帶給零售商及消費者不對稱的感受。零售商因價格的下跌而侵蝕利潤（穀賤傷農），以致對價格下跌的感觸相較價格上漲來得明顯，而多半認為價格跌多漲少；反之，若稻米價格上漲，消費者會大幅增加消費支出（穀貴傷民），致使他們對價格上漲的（負面）感受較跌價強烈，故會覺得價格漲多跌少。換句話說，稻米價格的漲跌（頻率或幅度）不一致，或許為社會大眾普遍的認知且關心的焦點。

生產成本為產品訂價的主要依據，而當產品訂價對成本的增加及減少有不同的調整幅度或僵固 (rigidity) 等，則稱為價格不對稱 (price asymmetry) 現象 (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2002; Frey & Manera, 2007)。造成價格不對稱的最主要原因，來自市場上少數參與者 (players) 的訂價行為，而最常聯想到的為零售商的勾結行為 (collusive behavior) 或政府的干預。因為成本的上漲若會侵蝕寡占業者的零售利潤，將迫使業者迅速提高零售訂價

表 1 台灣稻米在各階段重要的經濟發展政策

時間	重 要 政 策
<b>第一階段稻米生產發展政策（民國 58 年之前）</b>	
民國 37 年	公布實施「肥料換穀制度」。
民國 39 年	中日兩國政府商定，我國所需化學肥料優先向日本購買，而日本所需進口稻米，則優先向我國購買。
民國 40 年	於 6 月實施「耕地三七五減租條例」。
民國 42 年	1 月公布「耕者有其田條例」。
民國 42 年	推動第一個四年經濟建設計畫，並宣示「以農業培養工業，以工業發展農業」之政策。
<b>第二階段稻米生產發展政策（民國 58-71 年）</b>	
民國 58 年	於 11 月公布新農業政策。
民國 59 年	行政院決策指示糧食局可於適當地點設置籌建倉庫自儲糙米。
民國 62 年	政府緊急自泰國進口白米 12 萬 8 千公噸以穩定供需。
民國 63 年	設置糧食平準基金，無限制收購稻穀，積極鼓勵稻米增產。
民國 65 年	台灣稻穀豐收，到處堆積如山。
民國 66 年	稻穀改採「計劃收購」制度，以減輕政府庫存壓力。
民國 67 年	政府收購儲糧，演變雙價制度。
民國 68 年	實施「提高農民所得加強農村建設方案」。
民國 71 年	「加強基層建設提高農民所得方案」。
<b>第三階段稻米產業結構調整政策（民國 71 年之後）</b>	
民國 73 年	推動「稻米生產及稻田轉作計畫」。
民國 77 年	開放大宗穀物進口。
民國 79 年	推動「稻米生產及稻田轉作後續計畫」。
民國 81 年	「農業綜合調整方案」。
民國 87 年	「跨世紀農業建設方案」，推動「水旱田利用調整計畫」。
民國 90 年	「邁進 21 世紀農業新方案」，推動「水旱田利用調整後續計畫」。
民國 97 年	推動「小地主大佃農」。
民國 98 年	「水旱田利用調整後續計畫」—「活化休耕田，鼓勵復耕措施」。

資料來源：陳希煌 (1992)、李元和 (2004) 及行政院農業委員會 (1995、1997、2001、2010)。

(業者之間不易維持勾結訂價)；不過，成本的降低要是能讓零售業者有較高的利潤，會使他們彼此容易勾結而減少降價之誘因，故造成價格相對向下僵固 (Bailey & Brorsen, 1989; Borenstein、Cameron & Gilbert, 1997; Meyer & von Cramon-Taubadel, 2002; Chen、Finney & Lai, 2005; Radchenko, 2005)。

稻米是國人的主食，為民生所最關心的產品。為避免稻米價格的波動（如受到季節因素影響）衝擊民生，政府亦會透過調節市場供需之干預來穩定糧價（陳希煌，1992；李元和，2004；陳建元等，2010）或其他間接措施。例如，台灣曾在 1974 年設立糧食平準基金，實施稻穀保價收購政策（詳見李元和，1993；申雍、蘇宗振，2012），以高於市價之保證價格收購農民稻穀，除了作為軍、公、民食及安全儲備糧之用外，尚有穩定糧食價格及其供應之目的（公糧稻米釋出）。至於其他並非透過調節市場供需的措施，如法規、政令、或制度的限制等（例如白米零售價便是行政院穩定物價小組針對之重要民生物資價格，公平交易委員會亦會管制農產品價格的波動等）。換言之，政府的介入也可能導致稻米價格有不對稱調整的現象。

有鑑於此，本研究試圖應用門檻共整合 (threshold cointegration) 方法，探討台灣稻米批發價格是否會不對稱的傳遞至零售價格上。所使用的資料係 2006 年 1 月到 2012 年 6 月主要農業縣市的稻米價格週資料，探討稻米批發和零售價格之間的長期均衡狀態是否存在不對稱門檻效果；換言之，係探討零售價格的調整速度是否會受到不同的失衡狀態呈現不同的差異。本研究發現零售價格與批發價格之間存在顯著之不對稱門檻共整合關係，但不同地區的價格調整型態呈現差異。換言之，不完全競爭之零售商的勾結訂價行為或政府的干預政策（如稻穀保價收購、公糧稻米釋出、或其他間接干預）皆可能是導致不對訂價的原因。而為了更進一步確認並區別主導國內稻米零售訂價之因素，本研究也將研究樣本區分為“高”及“低”零售利潤等兩類期間，藉由探討兩種體制下零售價格對批發價格衝擊之累積反應 (cumulative response) 程度，探討當零售業者在利潤相對低時，其訂價是否會對批發成本的變動做

出相對迅速且大幅地反應。因為如果利潤的高低是零售業者之間能否維繫勾結訂價的關鍵，將可佐證不完全競爭的市場力量存在於台灣稻米零售價格的調整機制中。本研究藉由比較各地區零售價格之不對稱門檻修正過程與不同利潤狀態下零售價格對批發成本衝擊之反應，發現稻米價格之特殊調整型態其實是受到不完全競爭因素和政府干預力量的交互作用所致。

目前國內有關價格傳遞不對稱的農業相關文獻，以毛豬的研究範疇居多。例如，李建強、張佩鈴與陳佩芬 (2006) 以平滑轉換自我迴歸模型 (Smooth Transition Autoregressive Model, 以下簡稱 STAR)，檢定台灣地區第一等級毛豬批發市場價格是否呈現非線性走勢，也描述其動態調整行為及進行樣本外預測，並比較消費地與產地批發市場價格分析的差異。結果顯示口蹄疫事件及市場重整引起豬價呈現非線性走勢，消費地批發市場皆呈現價格對稱性走勢，但產地批發市場價格走勢上則有對稱性與非對稱性走勢。李佳珍 (2010) 則是使用非線性門檻自我迴歸 (Threshold Autoregressive, 以下簡稱 TAR) 及動量門檻自我迴歸 (Momentum TAR, 以下簡稱 MTAR) 模型，探討台灣豬毛市場不對稱價格傳遞關係之研究，其發現利用 TAR 及 MTAR 模型估計時，豬肉之產地與零售價格變動間存在不對稱調整關係，也發現台灣毛豬市場的產地價格變動與零售價格變動之間存在雙向反饋關係。國外相關研究方面，Abdulai (2002) 亦曾利用 TAR 及 MTAR 模型估計瑞士的豬肉市場，發現產地價格與零售價格傳遞的非線性共整合關係，但由係數估計與衝擊反應函數 (impulse response function) 並沒有得到產地價格對零售價格存在顯著衝擊。

至於其他農產品方面，Abdulai (2000) 發現迦納共和國 (Ghana) 玉蜀黍中央市場批發價格到地方市場零售價格存在漲快跌慢的傳遞機制。Hassan 與 Simioni (2001) 針對法國番茄與菊苣在運輸站價格到零售價格之間的關係，推論出 MTAR 模型適用於易腐壞產品的價格調整；相反地，TAR 模型的則適用於較不易腐壞的商品 (易存放的產品)。Parrott、Eastwood 與 Brooker (2001) 同樣研究番茄價格的傳遞機制，得到運輸成本對零售價格並無不對稱

效果。Girapunthong、VanSickle 與 Renwick (2003) 研究指出美國生鮮番茄從生產者到零售端的價格傳遞是呈現單向且並沒有不對稱的跡象，但批發到零售階段則呈現不對稱調整。

國內亦有部分研究著重在油價對物價或石化產品的價格與消費的不對稱效果。Chou 與 Lin (2013) 發現油價對台灣的生產者物價呈現顯著的非線性修正誤差關係。黃琨琇與趙明哲 (2010) 則是主張油價對國內物價指數呈現漲慢跌快的不對稱傳遞效果。周國偉 (2013) 利用門檻共整合不對稱誤差修正模型，探討台灣汽、柴油價格與國際油價的關聯，其從生產-分配鏈區分兩階段傳遞機制，評估提煉及分配過程價格不對稱。黃琨琇與林建甫 (2011) 的實證研究顯示台灣石油消費量對於油價上漲的敏感度高於油價下跌時。

本文的分析架構如下：第 2 節為模型設定；第 3 節詳述資料來源及特性；第 4 節彙整各項實證結果並加以討論；第 5 節綜合本文研究成果，提出結論及建議。

## II、模型設定

稻米零售價格與批發價格間的均衡關係可表示為：

$$rp_t = \theta_0 + \theta_1 wp_t + z_t, \quad (1)$$

上式中  $rp_t$  為稻米零售價格， $wp_t$  為稻米批發價格，兩者皆以自然對數形式呈現。 $z_t$  為誤差項。式 (1) 為  $wp_t$  與  $rp_t$  之均衡關係， $\theta_1$  衡量稻米批發價格對零售價格的影響， $\theta_0$  衡量其他外生的成本變數如人力、租稅、或廠房設備與租金等因素。

由於  $wp_t$  與  $rp_t$  為時間序列資料，若兩者皆為 I(1) 序列，則實務上可針對式 (1) 的迴歸殘差進行 ADF 單根檢定 (augmented Dickey-Fuller unit root test)。如果檢定結果能夠拒絕存在單根的虛無假設，則式 (1) 亦稱為共整合關係或長期均衡關係。

實務上，對式 (1) 迴歸殘差單根檢定的 ADF 迴歸設定如下：

$$\Delta\tilde{z}_t = \gamma\tilde{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_i \Delta\tilde{z}_{t-i} + u_t \quad (2)$$

式 (2) 中  $\tilde{z}_t$  為式 (1) 之迴歸殘差。因 OLS (Ordinary Least Square) 能夠得到具有一致性的係數估計，故  $\tilde{z}_t$  也可稱為誤差修正項。在  $\gamma = 0$  的假設下，表示式 (2) 的迴歸體系存在單根。如果檢定結果能夠拒絕存在單根的虛無假設，表示迴歸殘差為穩定序列 (stationary)， $wp_t$  與  $rp_t$  存在共整合關係或長期均衡；但若檢定結果無法拒絕存在單根的虛無假設，對式 (1) 的估計便為假性迴歸 (spurious regression)，不具統計上的意義。式 (2) 中最佳的自我迴歸落後期數  $\rho$  可利用 SC (Schwarz Criterion) 決定。

但傳統上對殘差項建構 ADF 迴歸的共整合檢定方式，隱含體系失衡時會對稱地往均衡收斂。換言之，傳統共整合檢定是假定不論零售價格相對高或低時，均會以相同的速度修正調整。因此，傳統共整合檢定也稱為線性共整合檢定。

然而，若是價格往均衡收斂的過程呈現不對稱或非線性的調整，則以對稱調整為前提的共整合假設將可能產生錯誤之推論 (Arden、Holly & Turner, 1997; Enders & Granger, 1998; Enders & Siklos, 2001; Abdulai, 2002)。誤差修正型態為共整合變數的特徵，描述當變數偏離均衡的反應。然而，傳統共整合假設僅僅考量往均衡收斂的態勢，但若體系存在不對稱的調整，卻可能導致該均衡關係本身的不穩健 (Balke & Fomby, 1997; Hu & Lin, 2008)。對此，Enders 與 Granger (1998) 和 Enders 與 Siklos (2001) 建議可採取門檻共整合檢定，藉以掌握價格調整的非線性特質。我們將式 (2) 修正為考慮門檻效果的 ADF 迴歸，表示如下：

$$\Delta\tilde{z}_t = I_t \gamma_1 \tilde{z}_{t-1} + (1 - I_t) \gamma_2 \tilde{z}_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \alpha_i \Delta\tilde{z}_{t-i} + u_t, \quad (3)$$

其中， $I_t$  為 Heaviside 指標 (Heaviside indicator)，依據如下規則：

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \tilde{z}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \tilde{z}_{t-1} < \tau \end{cases}$$

$I_t$  區分兩種狀態下的收斂過程。當零售價格相對高時 ( $\tilde{z}_{t-1} \geq \tau$ )，體系會依  $\gamma_1$  的速度往均衡收斂；反之，若零售價格相對低時 ( $\tilde{z}_{t-1} < \tau$ )，體系則按  $\gamma_2$  的速度向均衡收斂。 $\tilde{z}_t$  是穩定序列的充分且必要條件為  $-2 < (\gamma_1, \gamma_2) < 0$ ，稱作門檻共整合 (TAR 共整合)。而檢定結果若是能夠拒絕  $\gamma_1 = \gamma_2$  的假設，便隱含零售價格與批發價格之間存在不對稱門檻共整合關係。

由於無法事先確知體系的非線性性質，文獻上認為  $\Delta\tilde{z}_t$  的調整也可能依據  $\tilde{z}_{t-1}$  的變動 ( $\Delta\tilde{z}_{t-1}$ ) 而有不同的收斂速度。所以，Heaviside 指標亦可設定為：

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\tilde{z}_{t-1} \geq \tau_m \\ 0 & \text{if } \Delta\tilde{z}_{t-1} < \tau_m \end{cases}$$

上式的設定說明零售價格可能會依據前一期修正的相對比重 (動量) 不對稱地向均衡調整 ( $\gamma_1 \neq \gamma_2$ )。 $\gamma_1 < 0$  及  $\gamma_2 < 0$  則表示零售價格與批發價格之間存在動量門檻 (MTAR) 共整合關係。

實務上，Chan (1993) 和 Enders 與 Siklos (2001) 建議可運用逐階搜尋 (grid search) 方式找出一致性的門檻估計值。執行的步驟，首先將  $\tilde{z}_t$  依實際大小排列 (若是動量門檻模型則是  $\Delta\tilde{z}_t$ )，並排除最高及最低各 15% 的極端值，剩下的部份視為潛在的門檻。接著，再以所有潛在的門檻值用式 (3) 估計，並計算殘差平方和 (residual sum of squares)。在所有潛在門檻值當中能使殘差平方和最小者，便是一致性的門檻估計值。而在執行 TAR 與 MTAR 共整合檢定時 ( $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ )， $F$  統計量之實證分配 (分別為  $\phi_\mu$  及  $\phi_\mu^*$ ) 臨界值可參考 Enders 與 Siklos (2001)。若存在共整合，則  $\gamma_1$  及  $\gamma_2$  會收斂至多元常態分配，後續的係數不對稱檢定 ( $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$ ) 便可直接以傳統之  $F$  統計量檢定之 (Chen、Finney & Lai, 2005; Al-Gudhea、Kenc & Dibooglu, 2007; Grasso & Manera, 2007)。最後，再透過訊息準則 (information criterion) 選擇 (如 SC) 判斷較適合的模型設定 (TAR 或 MTAR)。

### III、資料來源及特性

本研究資料來源係使用行政院農業委員會農糧署農糧統計的糧價及糧商資料查詢系統，其設立乃因行政院農業委員會為掌握台灣地區稻米市場價格變動情形，作為調節稻米市場供需，穩定糧價及提供訂定糧食政策之參考。資料選取期間自 2006 年 1 月 1 日至 2012 年 6 月 24 日，並扣除國定例假日，共計 339 筆週平均資料，資料類別分別為蓬萊稻米批發價格及零售價格，且價格單位皆統一為每百公斤的新台幣價格。並將地區劃分為全台灣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、台南市、高雄市、屏東縣、宜蘭縣、花蓮縣及台東縣共計 15 個地區。所有價格皆經過自然對數轉換。

表 2 整理相關變數的 ADF 單根檢定結果（ADF 迴歸包含常數項及時間趨勢）。如預期般，所有地區不論是批發價格或零售價格，皆無法拒絕存在單根的虛無假設；但是在取一階差分後，所有地區的價格皆能以 1% 的顯著水準拒絕存在單根的虛無假設，顯示批發價格及零售價格皆為 I(1) 變數。

### IV、實證結果

#### 4.1 門檻共整合檢定與共整合關係

根據表 2 單根檢定的結果， $rp_t$  跟  $wp_t$  均為 I(1) 變數。因此，若以式 (1) 呈現之  $rp_t$  及  $wp_t$  之間的線性組合為穩定均衡的關係，則式 (1) 為共整合關係。實務上可直接以 OLS 估計並對其迴歸殘差執行 ADF 檢定。如果殘差項為非穩定序列，將會產生假性的迴歸關係；反之，若殘差項為穩定序列，則說明

表 2 台灣稻米批發價格與零售價格之 ADF 單根檢定

變數	水準值	一階差分
<i>批發價 (wp<sub>t</sub>)</i>		
全台	-3.240 (1)	-7.762 (1)**
桃園縣	-3.087 (1)	-9.312 (0)**
新竹縣	-2.699 (1)	-10.322 (0)**
苗栗縣	-2.928 (1)	-9.961 (0)**
台中市	-3.103 (1)	-9.299 (0)**
彰化縣	-3.009 (1)	-9.269 (0)**
南投縣	-2.683 (1)	-9.592 (0)**
雲林縣	-3.063 (2)	-12.810 (0)**
嘉義縣	-2.974 (1)	-10.481 (0)**
台南市	-3.087 (2)	-7.784 (1)**
高雄市	-3.257 (2)	-7.783 (2)**
屏東縣	-3.337 (3)	-7.646 (2)**
宜蘭縣	-2.870 (1)	-12.596 (0)**
花蓮縣	-2.283 (4)	-14.142 (3)**
台東縣	-1.133 (1)	-13.139 (0)**
<i>零售價 (rp<sub>t</sub>)</i>		
全台	-2.697 (1)	-8.056 (0)**
桃園縣	-2.742 (1)	-12.093 (0)**
新竹縣	-2.807 (1)	-11.710 (0)**
苗栗縣	-2.933 (1)	-12.020 (0)**
台中市	-2.296 (1)	-12.688 (0)**
彰化縣	-2.565 (2)	-10.570 (0)**
南投縣	-2.665 (2)	-13.097 (0)**
雲林縣	-2.985 (1)	-15.543 (0)**
嘉義縣	-2.894 (1)	-14.513 (0)**
台南市	-3.043 (3)	-14.171 (0)**
高雄市	-2.411 (3)	-8.960 (2)**
屏東縣	-2.586 (1)	-11.385 (0)**
宜蘭縣	-2.182 (0)	-11.297 (1)**
花蓮縣	-3.147 (1)	-12.337 (0)**
台東縣	-1.322 (1)	-11.649 (0)**

資料來源：本研究。

註：表格內數字為 ADF 統計量。(.) 為 ADF 迴歸的最佳落後期數，是以 SC 判定（最大落後期數設定為 13）。\*\* 與 \* 分別表示在 1% 與 5% 的顯著水準下拒絕存在單根的虛無假設。

$rp_t$  跟  $wp_t$  存在共整合關係。表 3 列出式 (1) 的估計與共整合檢定的結果，不難看出在所有情況下式 (1) 的迴歸殘差均極顯著的拒絕存在單根的虛無假設（除台東縣是以 5% 顯著水準拒絕虛無假設外）。 $\theta_1$  為  $wp_t$  對  $rp_t$  的長期轉嫁係數，以全台地區為例， $\theta_1$  估計值為 0.675，表示當批發價格上漲 1% 時，在長期將有 0.675% 會轉嫁到零售價格上。大致而言，各地區的  $\theta_1$  估計值約介於 0.5-0.7，差異性不大，也與全台均衡關係數值相近。

由於表 3 的共整合檢定是建立在傳統的 ADF 迴歸設定下，其係假定零售價格在失衡時為對稱的調整，因此式 (1) 也稱作線性共整合關係。但是誠如 Arden、Holly 與 Turner (1997)、Enders 與 Granger (1998)、Enders 與 Siklos (2001)、Abdulai (2002) 等所述，若是價格往均衡收斂過程呈現不對稱或非線性的調整，則以對稱調整為前提的線性共整合檢定將可能產生錯誤之推論。

表 4 及表 5 分別為 TAR 與 MTAR 共整合檢定結果，其中， $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  估計值均為負（除了台中的 TAR 共整合檢定之  $\gamma_2$  估計值與 MTAR 共整合檢定之  $\gamma_1$  估計值、新竹的 MTAR 共整合檢定之  $\gamma_1$  估計值），隱含失衡時體系會往均衡收斂。藉由 SC 的比較，可發現 MTAR 共整合為較適合的模型設定，即適用 MTAR 共整合設定的有全台、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、台南市、花蓮縣及台東縣，但適用 TAR 共整合設定的只有高雄市、屏東縣及宜蘭縣。實證上，若檢定結果能夠拒絕  $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$  的虛無假設，則表示零售價格與批發價格存在共整合關係（TAR 共整合或 MTAR 共整合）。不過，TAR 及 MTAR 共整合的檢定統計量實證分配分別為  $\varphi_\mu$  及  $\varphi_\mu^*$ ，其臨界值取決於樣本數與落後期數  $\rho$  (Enders & Siklos, 2001) (附表 1 提供 Enders 與 Siklos (2001) 在樣本數=250 下 TAR 及 MTAR 共整合實證分配模擬臨界值)。若以 5% 顯著水準來看，在本研究的 15 個地區中，共有 11 個地區的稻米批發及零售價格存在 TAR 或 MTAR 共整合關係；但若放寬至 10% 顯著水準，則所有地區皆存在 MTAR 共整合關係。

表 3 稻米批發與零售價格長期均衡關係與線性共整合

地區/縣市	$\theta_0$	$\theta_1$	殘差項 ADF 檢定
全台	2.775 ** [36.434]	0.675** [71.276]	-3.418 (1)**
桃園縣	3.618 ** [25.646]	0.567 ** [32.140]	-3.364 (1)**
新竹縣	2.748 ** [23.739]	0.674** [46.661]	-3.135 (0)**
苗栗縣	3.175** [29.718]	0.622** [46.614]	-4.370 (1)**
台中市	2.720 ** [21.834]	0.682 ** [43.864]	-3.877 (1)**
彰化縣	3.121 ** [30.186]	0.630 ** [48.961]	-4.792 (0)**
南投縣	2.663 ** [30.480]	0.685** [63.066]	-4.035 (0)**
雲林縣	3.384** [23.514]	0.600 ** [33.381]	-4.580 (1)**
嘉義縣	2.951** [27.846]	0.652 ** [49.303]	-5.432 (1)**
台南市	3.126** [28.154]	0.630 ** [45.547]	-2.873 (0)**
高雄市	3.057** [32.940]	0.639 ** [55.246]	-4.284 (1)**
屏東縣	3.071** [28.335]	0.639** [47.273]	-3.615 (0)**
宜蘭縣	3.163 ** [24.562]	0.627** [38.968]	-3.117 (3)**
花蓮縣	2.328** [16.051]	0.736** [41.494]	-3.240 (4)**
台東縣	1.827 ** [15.142]	0.794 ** [54.302]	-2.290 (1)*

資料來源：本研究。

註：係數下方的 [.] 為  $t$  統計量。\*\*與\*分別表示以 1% 與 5% 的顯著水準拒絕係數等於零的虛無假設。殘差項 ADF 檢定的數字為 ADF 統計量。(.) 為 ADF 迴歸的最佳落後期數，是以 SC 判定（最大落後期數設定為 13）。\*\*與\*分別表示在 1%與 5%的顯著水準下拒絕存在單根的虛無假設。

表 4 門檻共整合檢定：TAR 共整合

地區	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$	$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2$	$\tau$	SC
全台	-0.044* [-1.967]	-0.023 [1.575]	3.174	0.593	0.01599	-8.542
桃園縣	-0.053** [-2.635]	-0.027 [-1.198]	4.189	0.730	-0.02307	-6.878
新竹縣	-0.037 [-1.361]	-0.071** [-2.979]	5.363	0.902	0.01767	-6.947
苗栗縣	-0.109** [-3.343]	-0.072** [-2.706]	8.891*	0.781	0.02224	-6.793
台中市	-0.028 [-1.081]	0.070** [-3.188]	5.668	1.503	0.01851	-6.790
彰化縣	-0.103** [-3.022]	-0.155** [-3.526]	10.203**	0.933	0.01812	-6.231
南投縣	-0.083** [-3.030]	-0.108** [-2.707]	8.255*	0.266	-0.00654	-6.869
雲林縣	-0.065* [-2.138]	-0.123** [-3.648]	8.941*	1.649	-0.03652	-5.853
嘉義縣	-0.179** [-4.050]	-0.128** [-3.873]	15.175**	0.856	0.02199	-6.276
台南市	-0.064* [-2.541]	-0.037 [-1.553]	4.434	0.624	-0.02467	-7.069
高雄市	-0.036 [-1.296]	-0.134** [-4.160]	9.494**	5.301*	-0.02095	-6.994
屏東縣	-0.042 [-1.663]	-0.133** [-4.320]	10.606**	5.310*	-0.02438	-6.838
宜蘭縣	-0.120** [-4.319]	-0.025 [-0.805]	9.617**	5.313*	0.00673	-6.416
花蓮縣	-0.152** [-4.130]	-0.016 [-0.352]	8.531*	5.542*	-0.00877	-6.214
台東縣	-0.033** [-2.457]	-0.005 [-0.310]	3.065	1.842	0.32178	-6.812

資料來源：本研究。

註 1：係數下方的 [.] 為  $t$  統計量。\*\*與\*分別表示以 1% 與 5% 的顯著水準拒絕係數等於零的假設。 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$  的虛無假設檢定統計量實證分配為  $\varphi_u$  (TAR 共整合檢定)，臨界值可參見 Enders 與 Siklos (2001)。 $\gamma_1 = \gamma_2$  的虛無假設則是直接以傳統  $F$  統計量檢定之。\*\*與\*分別表示以 1% 與 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

註 2：ADF 迴歸的最佳落後期數，是以 SC 判定 (最大落後期數設定為 13)。

表 5 門檻共整合檢定：MTAR 共整合

地區	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = 0$	$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2$	$\tau_m$	SC
全台	-0.009 [-0.468]	-0.046 [-2.814]**	6.024	2.120	0.00047	-8.545
桃園縣	-0.033* [-2.106]	-0.120* [-2.485]	6.857	2.881	-0.00394	-6.882
新竹縣	0.019 [0.523]	-0.079** [-3.931]	7.863*	5.570*	0.00171	-6.959
苗栗縣	-0.066** [-2.957]	-0.209** [-3.984]	11.852**	6.415*	-0.00547	-6.810
台中市	-0.024 [-1.145]	-0.106** [-3.683]	7.436	5.427*	-0.00159	-6.800
彰化縣	-0.094** [-3.082]	-0.229** [-4.022]	12.152**	4.616*	-0.00503	-6.242
南投縣	-0.085** [-3.417]	-0.132* [-2.410]	8.743*	0.617	-0.00452	-6.871
雲林縣	-0.195** [-4.744]	-0.047 [-1.786]	12.849**	9.097**	0.00422	-5.872
嘉義縣	-0.040 [-0.838]	-0.191** [-6.070]	18.612**	7.173**	0.00183	-6.294
台南市	-0.032** [-1.670]	-0.114** [-3.048]	6.040	3.767	-0.00416	-7.076
高雄市	-0.050 [-1.800]	-0.116** [-3.559]	7.954*	2.328	-0.00039	-6.982
屏東縣	-0.057* [-2.554]	-0.157** [-3.781]	10.238**	4.607*	-0.00153	-6.836
宜蘭縣	-0.056* [-2.498]	-0.178** [-3.682]	9.623*	5.324*	-0.00376	-6.415
花蓮縣	-0.314** [-5.954]	-0.022 [-0.671]	17.755**	23.364**	0.00242	-6.267
台東縣	-0.057* [-2.554]	-0.156** [-3.781]	10.237**	4.607*	-0.00131	-6.836

資料來源：本研究。

註 1：係數下方的 [.] 為  $t$  統計量。\*\* 與 \* 分別表示以 1% 與 5% 的顯著水準拒絕係數等於零的假設。 $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$  的虛無假設檢定統計量實證分配為  $\varphi_\mu$  (TAR 共整合檢定)，臨界值可參見 Enders 與 Siklos (2001)。 $\gamma_1 = \gamma_2$  的虛無假設則是直接以傳統  $F$  統計量檢定之。\*\* 與 \* 分別表示以 1% 與 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

註 2：ADF 迴歸的最佳落後期數，是以 SC 判定 (最大落後期數設定為 13)。

由於大部分的地區皆可發現稻米批發及零售價格存在 TAR 或 MTAR 共整合，所以， $\gamma_1$  及  $\gamma_2$  會收斂為多元常態分配。這時，便可對  $\gamma_1 = \gamma_2$  的虛無假設（對稱調整）進行  $F$  檢定。在 5% 顯著水準下，高雄市、屏東縣及宜蘭縣呈現顯著的不對稱 TAR 共整合關係，而新竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣、雲林縣、嘉義縣、花蓮縣及台東縣則呈現顯著的不對稱 MTAR 共整合關係（台南市則是在 10% 的水準下為顯著）。在所有 13 個存在 TAR 或 MTAR 共整合關係的地區中，有 12 個呈現明顯的不對稱價格調整型態（以 10% 的顯著水準視之）。其中，當高雄市及屏東縣的零售價格出現相對負向（正向）失衡時，會呈現較快（慢）速地調整型態（相對漲快跌慢）。這似乎與不完全競爭業者的訂價行為相符。因為相對負向失衡 ( $z_{t-1} < \tau$ ) 表示前一期零售價格相對低於批發價格（或相對低於均衡水準），零售業者因相對無利潤而無法彼此勾結訂價，必須在當期迅速漲價因應。相反地，相對正向失衡 ( $z_{t-1} \geq \tau$ ) 時廠商會因前一期零售價格相對高於批發價格而保有較大利潤，利於促成業者之間的聯合訂價，使價格在當期的調整相對僵固（跌慢）。本研究推測這或許和高雄市和屏東縣的新穀最早登場有關。因每年稻米於三至五月間青黃不接時，市場新穀供應量有限而需求相對較高，業者確實能有相對較大的市場力量。雖然隨後稻米供給增加，但政府實施稻穀保價收購政策亦可能造成高屏稻米價格在相對較低時有較大的漲幅（因稻穀保價收購措施將直接拉升稻米批發價格，而成本的上漲相對減少零售業者的利潤（給定前一期零售價），加速價格的調漲，使價格調整相對漲快跌慢）。不過，宜蘭縣則是零售價格相對失衡時呈現跌快漲慢（跌多漲少）的調整，本研究也推測或許是由於宜蘭縣每年只有一期作生產稻米，且其種植和收穫期最晚，致其稻穀加入市場時處於供給的高峰，導致業者可能有降價求售之傾向，而在價格相對失衡時會跌快漲慢。不過，政府的糧價穩定政策（如公糧稻米釋出、漲價查緝等）可能也是造成價格相對跌快漲慢的重要原因。

至於 MTAR 共整合關係，是隱含零售價格的調整幅度主要依據前一期相對修正的比重 ( $\Delta z_{t-1}$ ) 而定，亦即零售價格相對批發價格變化的程度

$(\Delta r p_{t-1} - \theta_1 \Delta w p_{t-1})$ 。表 5 顯示新竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣、嘉義縣、台南市及台東縣的零售價格則是在相對負向動量時 ( $\Delta z_{t-1} < \tau_m$ ) 有顯著較快的調整速度，表示當這些地區前一期的零售價格變動相對小於批發價格變動（如零售價格漲幅（或跌幅）相對小於（大於）批發價格），則零售業者會較快（慢）速度地調整當期訂價；反之，當前一期的零售價格變動相對大於批發價格變動（如零售價格漲幅（或跌幅）相對大於（小於）批發價格），業者將會減緩價格調整的幅度。這類價格調整的型態看似也與零售業者間的寡占勾結有關。因為對零售商而言，前一期零售價格的漲幅（或跌幅）相對小於（大於）批發價格，便會侵蝕到他們的零售利潤，而不利於彼此之間的勾結訂價，促使業者較迅速地調整價格；反之，當前一期零售價格的漲幅（或跌幅）相對大於（小於）批發價格，將能讓廠商保有相對較高之利潤，使他們彼此間更容易維持勾結訂價以致較為僵固地調整。至於政府對稻穀的保價收購措施，則有可能造成短期批發價格相對零售價格有較大之漲幅，同樣促使不完全競爭業者採取漲快跌慢的訂價行為。

不過值得一提的是，若政府為維護消費者利益而執行穩定糧價的干預力量相對較大，也可能導致不完全競爭的零售業者有反向的訂價型態（如表 5 中雲林縣及花蓮縣的價格是正向動量時有顯著較快的調整速度）。例如，當前一期零售價格漲幅相對小於批發價格時（相對負向動量），不完全競爭的業者本來因零售利潤的縮減而必須立即漲價，但此時若政府出售白米來穩定糧價（或其他間接干預），反而減緩零售價格的調幅；至於若是前一期零售價格的跌幅相對小於批發價格（相對正向動量），廠商雖然會因能保有較高利潤而缺乏降價的動機，但政府若執行穩定糧價措施，卻可能加速零售價格的調降。因此，要是政府干預的力量相對較大，的確可能造成不完全競爭的業者呈現相反的不對稱訂價（因此全台、桃園縣、及南投縣在相對正、負向動量失衡時的調整差異並非顯著，也可能是不完全競爭因素及政府穩定糧價措施交互抵消所致）。

## 4.2 價格不對稱調整與不完全競爭市場因素

由於白米零售價格存在不對稱的門檻共整合調整型態，而造成價格不對稱的最主要原因來自市場參與者的訂價行為，如不完全競爭的零售業者或政府。根據先前的推論，業者不完全競爭之市場力量與政府的糧食相關政策皆可能左右台灣白米零售市場的價格調整型態；然而，究竟何種才是主導因素，將是本小節探討的重點。Borenstein、Cameron 與 Gilbert (1997) 和 Bailey 與 Brorsen (1989) 曾主張成本的上漲若會侵蝕業者的零售利潤，不利業者採聯合勾結的行為而迅速提高零售訂價；不過，成本降低時容易讓零售業者保有較高的利潤並更容易維持勾結訂價之默契，造成價格相對僵固的調整 (Meyer & von Cramon-Taubadel, 2002)。換言之，零售利潤的高低才是不完全競爭廠商能否聯合勾結訂價的根源，左右價格對成本衝擊的反應程度。至於政府的干預措施也可能導致白米價格不對稱（如保價收購、公糧稻米釋出等），但政府的干預時點和業者的零售利潤高低應無直接關聯（政府收購或出清儲糧是看市場價格或數量）。例如政府保價收購雖拉高批發成本，但若執行時點是在廠商零售利潤相對高時，只要不完全競爭業者仍有利潤，也不一定迅速漲價（市占率考量）。因此，為進一步驗證不完全競爭因素是否會主導零售廠商的訂價行為，本研究作如下的推測：如果支持不完全競爭市場為支配國內業者訂價策略的主因，則零售價格對成本衝擊的調整在低利潤時明顯快（大）於高利潤時期，表示業者在有零售利潤時會保有彼此勾結的默契僵固價格，但在無利潤時必須迅速調價因應而無法維持勾結。如此亦能區別是否為政府的干預措施所致。

由於  $rp_t$  與  $wp_t$  之間存在共整合關係，隱含零售價格的短期動態調整可透過誤差修正模型呈現。本研究利用 TAR 共整合的一致性門檻  $\tau$  將樣本期間區分為高和低利潤兩種體制，嘗試比較不同體制下的價格調整路徑。因為無法避免  $rp_t$  與  $wp_t$  之間的內生關係（由附表 2 的因果關係檢定，可發現諸多地

區的  $rp_t$  與  $wp_t$  互為雙向因果關係)，本研究參考 Hu 與 Lin (2008)，將式 (1) 擴充為兩體制的 VECM (vector ECM)，呈現如下：

$$\begin{aligned} \Delta rp_t = I_t & \left( \alpha_{1,0}^h + \sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^h \Delta rp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^h \Delta wp_{t-i} + \lambda^h \tilde{z}_{t-1} \right) \\ & + (1 - I_t) \left( \alpha_{1,0}^l + \sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^l \Delta rp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^l \Delta wp_{t-i} + \lambda^l \tilde{z}_{t-1} \right), \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \Delta wp_t = I_t & \left( \alpha_{2,0}^h + \sum_{i=1}^n \alpha_{2,i}^h \Delta rp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2,i}^h \Delta wp_{t-i} + \lambda^h \tilde{z}_{t-1} \right) \\ & + (1 - I_t) \left( \alpha_{2,0}^l + \sum_{i=1}^n \alpha_{2,i}^l \Delta rp_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2,i}^l \Delta wp_{t-i} + \lambda^l \tilde{z}_{t-1} \right). \end{aligned} \quad (5)$$

當  $I_t = 1$  時，隱含零售價格相對高於批發價格 ( $rp_{t-1} - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 wp_{t-1} > \tau$ )，故假定為高零售利潤的時點；反之當  $I_t = 0$ ，表示零售價格相對較低 ( $rp_{t-1} - \hat{\theta}_0 - \hat{\theta}_1 wp_{t-1} \leq \tau$ )，即對應低零售利潤。式 (4) 及式 (5) 構成短期白米零售與批發價格動態調整的縮減式。由式 (4) 來看，決定短期白米零售價格的調整包含其自我迴歸落後項 ( $\Delta rp_{t-i}$ )、批發價格變動的分配落後項 ( $\Delta wp_{t-i}$ )、及誤差修正項 ( $\tilde{z}_{t-1}$ )。 $\alpha_{1,i}^h$  及  $\alpha_{1,i}^l$  分別衡量高、低零售利潤時期零售價格變動的自我迴歸效果，而  $\beta_{1,i}^h$  與  $\beta_{1,i}^l$  則分別衡量高、低零售利潤時期批發價格變動的分配落後效果。 $\lambda^h$  ( $\lambda^l$ ) 為高 (低) 零售利潤時期誤差修正的調整係數，象徵零售價格偏離均衡時往均衡收斂的速度。關於式 (4) 的相關估計結果陳列於表 6。

為了比較零售廠商是否會因零售利潤的高低而有不同的零售訂價模式 (不對稱訂價)，首先利用 Wald 係數檢定以探討不同時期係數估計是否存在明顯差異 (相關檢定結果整理於表 7)。其中， $\sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^l$  的虛無假設為對稱的累積自我迴歸效果 (cumulative autoregression effect)。至於  $\sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^l$  的虛無假設，則稱為批發價格變動對零售價格呈現對稱的累積分配落後效果 (cumulative distributed lag effect)。此外也對所有  $\alpha_{1,i}^h = \alpha_{1,i}^l$  及  $\beta_{1,i}^h = \beta_{1,i}^l, \forall i = 1, \dots, n$  執行聯立檢定，並設定為所有短期對稱之假設。綜合而

言，只要上述任何一類虛無假設（ $\sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^l$ 、 $\sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^l$ 、以及所有短期對稱）能夠被拒絕，則代表零售價格將因零售利潤的高低而有短期價格不對稱現象。最後，若是檢定結果能夠拒絕  $\lambda^h = \lambda^l$  的假設，則隱含零售價格存在長期不對稱調整。由表 7 的結果顯示，本研究 15 個地區的零售白米價格中，有 2 個地區（南投縣及雲林縣）能以 10% 的顯著水準拒絕長期價格對稱的虛無假設，拒絕比率約為 13.33%。至於在所有 45 個短期價格不對稱檢定中，則計有 20 個能以 10% 的顯著水準拒絕虛無假設，拒絕比率約為 44.44%。說明台灣白米零售價格較傾向短期不對稱調整，其中，批發價格變動的不對稱分配落後效果較為明顯（在 15 個地區的價格中，只有 3 個地區能以 10% 的顯著水準拒絕  $\sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^l$  的虛無假設，然有 8 個地區能以同樣條件拒絕  $\sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^l$  的假設）。由於只要零售價格能夠顯著拒絕任一長、短期對稱的假設，便有充分的證據支持價格不對稱。從本研究 15 個地區的零售白米價格中，則共有 10 個地區存在價格不對稱的跡象（苗栗縣、台中市、嘉義縣、花蓮縣、及台東縣的零售價格無法顯著拒絕任何價格對稱假設），也佐證零售廠商會因零售利潤的高低而採取不同的訂價模式。

雖然附表 3 呈現零售價格的調整會因零售利潤的高低而有係數估計的差異，且表 7 則更藉由 4 類不對稱檢定加以驗證。如果影響零售白米價格調整的主因為不完全競爭的零售市場，則業者的零售利潤較低時，價格會隨著成本衝擊的發生而迅速且大幅地調整；反之，當業者保有較高的零售利潤時，因應成本衝擊而調整價格的速度則較遲緩（或幅度較小）。不過，零售價格因應批發成本衝擊的調整，實際上取決於式 (4) 及式 (5) 的所有係數，並包含零售價格對批發價格的反饋效果 (feedback effect)。所以，為了探討零售價格對批發成本衝擊的實際調整路徑，本研究利用 VAR 衝擊反應推得累積反應函數 (cumulative response function)，衡量零售價格在批發成本衝擊發生後每期的累積調整 (cumulative adjustment) 程度。

表 6 零售價格誤差修正模型的係數估計

地區	$\alpha_{1,1}^a$	$\alpha_{1,1}^l$	$\alpha_{1,2}^b$	$\alpha_{1,2}^l$	$\beta_{1,1}^b$	$\beta_{1,1}^l$	$\beta_{1,2}^b$	$\beta_{1,2}^l$	$\beta_{1,3}^b$	$\beta_{1,3}^l$	$\lambda^b$	$\lambda^l$
全台	0.506* [2.306]	0.129 [1.612]	-0.126 [-0.767]	-0.040 [-0.769]	0.056 [0.502]	0.362** [8.591]					-0.107** [-2.788]	-0.050** [-2.751]
桃園縣	0.183** [2.822]	0.376** [2.592]	-0.071 [-1.316]	-0.167 [-1.342]	0.182** [3.228]	0.383** [4.449]					-0.095** [-3.879]	-0.035 [-1.257]
新竹縣	0.223 [1.433]	0.274** [3.886]	0.240 [1.728]	-0.128* [-2.259]	-0.061 [-0.384]	0.287** [4.634]					-0.075* [-2.070]	-0.098** [-3.196]
苗栗縣	0.275* [2.184]	0.200** [2.931]	-0.050 [-0.400]	-0.075 [-1.379]	0.210 [1.703]	0.2298** [4.083]					-0.139** [-3.108]	-0.127** [-3.982]
台中市	-0.040 [-0.313]	0.134* [2.080]	0.125 [0.696]	0.030 [0.562]	0.196** [2.612]	0.252** [6.021]					-0.039 [-1.194]	-0.075** [-3.403]
彰化縣	-0.007 [-0.121]	-0.229* [-2.326]	0.031 [0.575]	0.186* [2.036]	0.124 [1.777]	0.424** [4.208]					-0.152** [-4.217]	-0.236** [-4.402]
南投縣	0.054 [0.894]	0.152 [1.094]	0.124* [2.276]	-0.072 [-0.684]	0.1618** [2.779]	0.275* [2.370]					-0.123** [-4.149]	-0.245** [-4.303]
雲林縣	0.129* [2.001]	0.395** [3.181]	-0.023 [-0.375]	0.311** [2.638]	-0.005 [-0.096]	-0.392** [-3.058]					-0.085* [-2.530]	-0.240** [-5.717]
嘉義縣	0.218 [1.730]	0.119 [1.686]	-0.020 [-0.171]	0.028 [0.473]	0.100 [0.599]	0.166** [2.653]					-0.234** [-3.747]	-0.140** [-3.475]
台南市	0.150* [2.013]	0.022 [0.135]	0.126* [2.166]	-0.261 [-1.912]	0.076 [1.322]	0.228* [2.009]					-0.103** [-2.854]	-0.069* [-2.017]
高雄市	0.132* [2.182]	-0.022 [-0.165]	0.033 [0.594]	0.425** [3.912]	0.100* [2.104]	0.321** [4.664]					-0.090** [-3.189]	-0.135** [-3.671]
屏東縣	0.352** [4.866]	0.297 [1.771]	-0.026 [-0.424]	-0.121 [-1.145]	0.025 [0.705]	0.224** [2.602]					-0.055* [-2.189]	-0.028 [-0.840]
宜蘭縣	-0.217** [-3.594]	-0.376* [-2.216]	0.061 [1.008]	0.080 [0.794]	0.138** [2.681]	0.391** [5.324]					-0.097** [-4.141]	-0.047 [-1.753]
花蓮縣	0.512** [7.267]	0.290* [2.246]	-0.047 [-0.707]	-0.073 [-1.066]	-0.006 [-0.474]	0.042 [0.631]	-0.009 [-0.703]	0.115 [1.601]	-0.004 [-0.367]	-0.007 [-1.013]	-0.018 [0.024]	0.024 [1.229]
台東縣	0.338** [4.188]	0.403** [3.161]	-0.168* [-2.471]	-0.042 [-0.448]	0.227** [2.811]	0.126 [1.867]					0.014 [1.215]	-0.227 [-0.964]

資料來源：本研究。

註：係數下方的 [ ] 為  $t$  統計量。\* 與 \*\* 分別表示以 1% 與 5% 的顯著水準拒絕係數等於零的虛無假設。VECM 最佳落後期數是以 SC 判定 (最大落後期數=13)。

表 7 價格不對稱檢定

虛無假設	$\sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \alpha_{1,i}^l$	$\sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^h = \sum_{i=1}^n \beta_{1,i}^l$	$\lambda^h = \lambda^l$	所有短期對稱
全台	1.489 [0.223]	6.574 [0.011]	1.721 [0.191]	1.970 [0.099]
桃園縣	0.347 [0.556]	3.827 [0.051]	2.207 [0.138]	3.016 [0.018]
新竹縣	2.150 [0.144]	4.191 [0.041]	0.194 [0.660]	2.790 [0.027]
苗栗縣	0.333 [0.564]	0.021 [0.886]	0.043 [0.836]	0.115 [0.977]
台中市	0.125 [0.734]	0.417 [0.519]	0.745 [0.389]	1.334 [0.257]
彰化縣	0.193 [0.661]	6.027 [0.015]	1.538 [0.216]	4.682 [0.001]
南投縣	0.413 [0.521]	0.761 [0.384]	3.351 [0.068]	3.205 [0.013]
雲林縣	12.237 [0.001]	7.635 [0.006]	7.139 [0.008]	4.215 [0.002]
嘉義縣	0.071 [0.789]	0.130 [0.718]	1.464 [0.227]	0.515 [0.725]
台南市	5.888 [0.016]	1.413 [0.235]	0.373 [0.542]	2.145 [0.075]
高雄市	2.967 [0.086]	7.022 [0.008]	0.789 [0.375]	7.981 [0.000]
屏東縣	0.613 [0.434]	4.541 [0.034]	0.369 [0.544]	1.957 [0.101]
宜蘭縣	0.607 [0.436]	7.848 [0.005]	1.889 [0.170]	2.512 [0.042]
花蓮縣	2.451 [0.118]	2.105 [0.148]	2.602 [0.108]	0.988 [0.440]
台東縣	1.491 [0.223]	0.892 [0.346]	1.940 [0.165]	1.028 [0.393]

資料來源：本研究。

註：表格內的數字為  $F$  統計量。[.] 為  $p$  值。所有短期對稱是指所有  $\alpha_{1,i}^h = \alpha_{1,i}^l$  及

$$\beta_{1,i}^h = \beta_{1,i}^l, \forall i = 1, \dots, n。$$

圖 1 繪出各地區零售白米價格分別在高及低利潤時期對批發成本衝擊（批發價格變動 1 標準差）的累積反應，虛線為正、負兩倍標準差。由圖 1 不難看出大多數地區的白米零售價格在低利潤時期對批發成本衝擊的調整幅度較大且迅速，而在高利潤時期的調整卻大致不明顯。例如，以台灣全體價格的案例來看，當 1 標準差批發價格的衝擊（約 0.009%）發生後，在高利潤時期零售價格對批發成本衝擊幾乎無明顯的調整；但反觀在低利潤時期時，零售價格除了大幅且快速調整外，並約在衝擊後 2 個月（8 週）左右接近完全調整（約調整 0.006%）。並且，零售價格在高、低利潤時期的調整存在顯著差異。其他地區如新竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣、及宜蘭縣等，價格在低利潤時期的調整也顯著快於高利潤時期，說明不完全競爭因素支配這些地區的價格調整。

其他地區方面，雖然桃園縣、嘉義縣、和高雄市的價格調整在高、低利潤時期的差異並不顯著，但仍呈現低利潤時期有相對較大幅的調整。至於南投縣的零售價格調整則相當對稱，而雲林縣、台南縣、屏東縣、及台東縣等地的零售價格則是在高利潤時期有較大幅的調整，花蓮縣的零售價格的調整則呈反向但相當微小。不過，這些地區的零售價格在高、低利潤時期的調整差異皆不顯著，也說明政府的干預力量相對較大，可能導致這些地區的不完全競爭廠商在訂價尚無法完全依據其零售利潤的高低反應成本衝擊。以政府的穩定糧價措施為例（公糧稻米釋出或其他間接干預），假設在相對均衡（業者價格調整接近完成，故相對無利潤）但批發及零售價皆很高時，不完全競爭業者本因隨著成本衝擊迅速調整價格，但政府此時見零售價過高，避免波及消費者利益而釋出公糧，將使業者即便在低利潤卻必須穩定價格（而非迅速且大幅反應）。再者，若政府執行保價收購的時點是在廠商零售利潤相對高時，此舉雖拉高批發成本，但只要不完全競爭業者仍有部分利潤（但相對低），也不一定會立即漲價（市占率考量）。換言之，若政府干預的力量相對較大，確實可能造成廠商的零售訂價策略在高、低利潤時期無顯著差異。

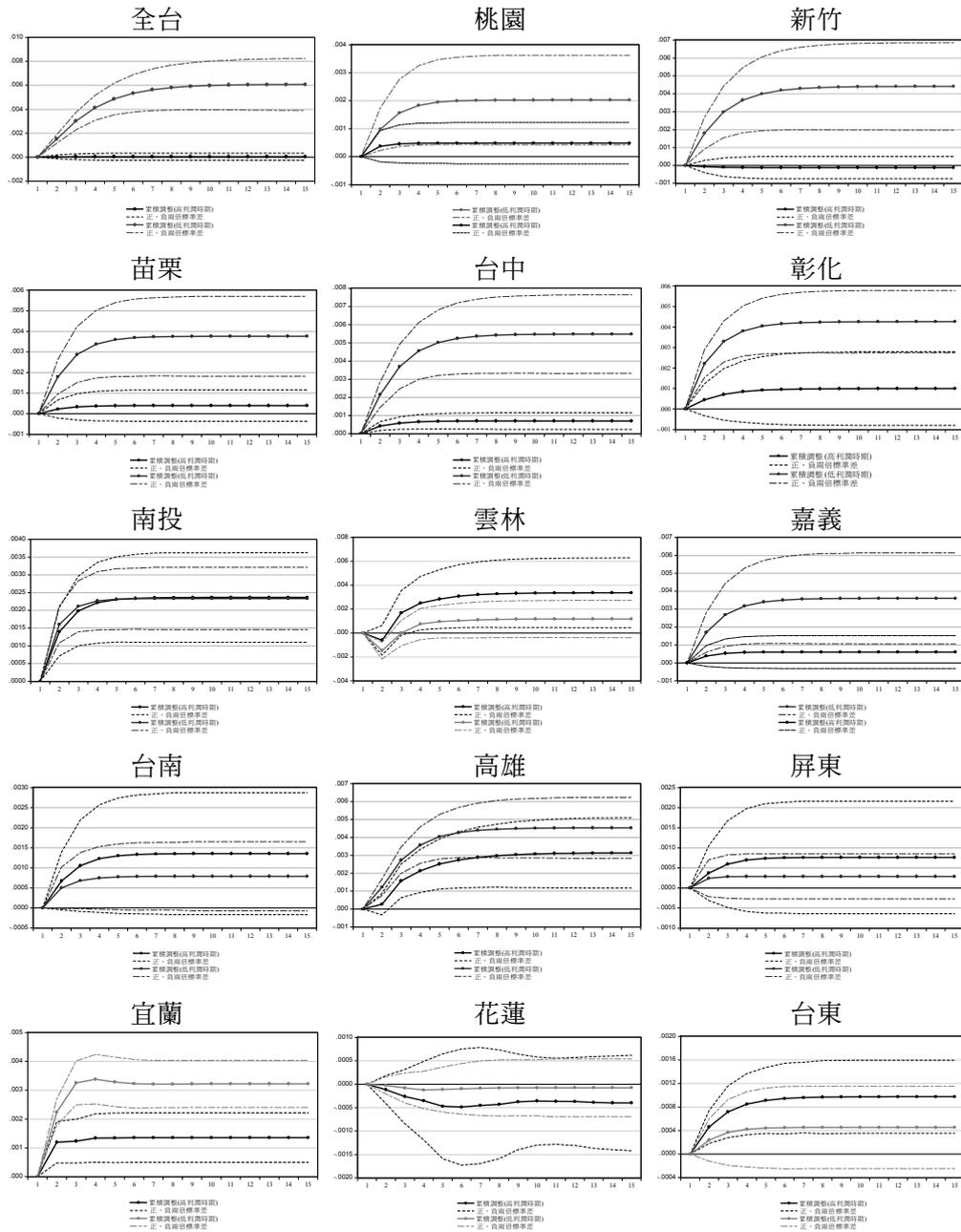


圖 1 白米零售價格對批發價格衝擊的累積調整

資料來源：本研究。

綜合以上推論並對照前一小節 TAR 及 MTAR 共整合分析 (表 4 及 5)，高雄市、屏東縣、新竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣、嘉義縣、台南市及台東縣等可能會因不完全競爭及保價收購政策導致價格在失衡 (動量失衡) 時相對漲快跌慢，不過由圖 1 也發現新竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣等地區不完全競爭的因素較為支配價格調整，而高雄市、屏東縣、嘉義縣、台南市及台東縣則或許因政策干預程度相對較大而抵銷不完全競爭廠商的市場力量。至於雲林縣及花蓮縣可能受到政府穩定糧價措施以致價格在正向動量時有顯著較快的調整速度，也和圖 1 結果相符。最後，本研究曾推測政府的糧價穩定政策或宜蘭縣業者本身可能有降價求售之傾向 (以追求利潤)，致使零售價格相對失衡時呈現跌快漲慢的調整，由圖 1 也推測出後者應為影響宜蘭縣價格調整的主因。因此，藉由本研究的分析過程可歸納出不完全競爭及政府干預皆是影響台灣白米零售價格調整的重要因素，而在本研究雖發現約有 60% 的地區白米零售訂價較由不完全競爭因素所主導，但因和政府干預力量的交互作用，也形成國內各地區價格調整型態的差異。

## V、結論

稻米是台灣人民的主食，為民生所最關心的產品，故白米價格的起伏往往波及消費者與生產者的福利及利潤。有鑑於此，本研究應用 Enders 與 Granger (1998) 所提出的門檻自我迴歸 (TAR) 以及動量門檻自我迴歸 (MTAR) 模型，以 2006 年 1 月到 2012 年 6 月各縣市週資料，探討台灣白米在批發-零售過程的價格傳遞機制。本研究的主要發現如下：

1. 白米的零售價格與批發價格之間確實存在顯著之不對稱門檻共整合關係，即零售價格的調整速度會受到不同的失衡狀態而有差異。其中高雄市、屏東縣及宜蘭縣呈現顯著的不對稱 TAR 共整合關係，至於新

竹縣、苗栗縣、台中市、彰化縣、雲林縣、嘉義縣、台南市、花蓮縣及台東縣則呈現顯著的不對稱 MTAR 共整合關係。然而，不同地區的價格調整型態也存在差異，即不完全競爭或政府的干預政策皆可能導致價格不對稱調整。

2. 若是將白米批發-零售價格的短期動態調整依照 TAR 共整合一致性門檻區分為“高”及“低”利潤時期的兩體制 VECM，Wald 係數檢定的結果，顯示白米零售價格在不同時期下，其係數估計存在明顯的差異，說明零售白米價格不對稱是普遍存在的現象，且零售利潤的高低是會影響零售價格的調整。
3. 透過 VAR 累積反應函數，顯示多數地區白米零售價格在低利潤時期對批發成本衝擊的調整幅度較大且迅速，而在高利潤時期的調整卻大致不明顯。若是再加以和各地區零售價格之不對稱門檻修正過程比較，或可發現國內稻米價格之特殊調整型態確實是受到不完全競爭因素和政府干預力量的交互作用所致。

本研究除了驗證台灣白米零售價格存在不對稱調整，也推測不完全競爭因素及政府干預政策是造成現階段價格不對稱的主因。上述發現可提供政府糧食政策調整之參考。現行政策係為掌握糧源穩定供需，而實施稻穀保價收購政策，此顯示政府在稻穀交易市場上有高度的干預，並藉由公糧稻米釋出或其他間接措施穩定稻米價格。然而，國內不完全競爭的稻米市場也隱含消費者存在訊息不完全，因此若是政府能透過政策工具來引導消費者，增加市場的訊息透明度，將可提高整體國民之福利。例如 1997 年 5 月 30 日所公布實施的「糧食管理法」，其第十四條「規定市場銷售之糧食，其包裝或容器上，應以中文及通用符號明確標示品名、品質規格、產地、重量、碾製日期、保存期限、廠商名稱、電話號碼及地址；其標示之方法及其他應遵行事項之辦法，由主管機關定之」。而農糧署於 2002 年 1 月 31 日也發布「糧食標示辦法」，規範市場銷售糧食之標示。此外，公平交易委員會亦有稽查

並公開農產品價格的措施等。所以本研究建議若政府相關單位能夠對稻米市場（或其他農產品）建立更明確透明的市場查價資訊，增進消費者對價格訊息的掌握程度，將能夠在照顧農民收益的前提下，也具體提升整體消費者的福利水準。

## 參考文獻

- 行政院農業委員會，1995。『農業政策白皮書淺說』。臺北：行政院農業委員會。取自 <http://www.coa.gov.tw/>。
- 行政院農業委員會，1997。『跨世紀農業建設新策略』。臺北：行政院農業委員會。取自 <http://www.coa.gov.tw/>。
- 行政院農業委員會，2001。『邁向二十一世紀農業新方案』。臺北：行政院農業委員會。取自 <http://www.coa.gov.tw/>。
- 行政院農業委員會，2010。『行政院農業委員會中程施政計畫 (99 至 102 年度)』。臺北：行政院農業委員會。取自 <http://www.coa.gov.tw/>。
- 申雍、蘇宗振，2012。「我國作物生產政策調整方略芻議」，『農業經濟叢刊』。17 卷，2 期，75-110。
- 李元和，1993。「現行稻米政策之檢討與替代政策之研究」，『農業金融論叢』。30 卷，227-314。
- 李元和，2004。「台灣稻米產銷政策之檢討與基本改革效益」，『農業經濟叢刊』。9 卷，2 期，79-111。
- 李元和、張靜貞、傅祖壇、施順意，2004。「WTO 架構下的台灣稻作誘因與競爭力分析」，『台灣經濟預測與政策』。35 卷，1 期，41-64。
- 李佳珍，2010。「台灣豬毛市場不對稱價格傳遞關係之研究」，『農業經濟叢刊』。16 卷，1 期，1-32。
- 李建強、張佩鈴、陳佩芬，2006。「台灣毛豬市場批發價格的分線性模型分析」，『農業經濟半年刊』。80 期，59-95。
- 周國偉，2013。「從生產-分配鏈探討台灣汽、柴油市場的不對稱訂價」，『經濟論文』。41 卷，1 期，127-181。
- 陳希煌，1992。「經濟自由化與稻米政策之調整」，『農業與經濟』。14 期，1-25。
- 陳建元、王蕨、胡士文、林韋婷，2010。「糧價穩定、糧食安全與制度設計」，『農業經濟叢刊』。15 卷，2 期，59-97。
- 黃琇琇、趙明哲，2010。「原油價格對台灣物價傳遞效果的不對稱性」，『農業經濟叢

- 刊』。7卷,2期,37-68。
- 黃琇琇、林建甫,2011。「國際原油價格衝擊對台灣石油消費量的不對稱效果」,『應用經濟叢刊』。90期,55-92。
- Abdulai, A., 2000. "Spatial Price Transmission and Asymmetry in the Ghanaian Maize Market," *Journal of Development Economics*. 63: 327-349.
- Abdulai, A., 2002. "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market," *Applied Economics*. 34: 679-687.
- Al-Gudhea, S., T. Kenc, and S. Dibooglu, 2007. "Do Retail Gasoline Prices Rise More Readily than They Fall? A Threshold Cointegration Approach," *Journal of Economics and Business*. 59: 560-574.
- Arden, R., S. Holly, and P. Turner, 1997. "The Asymmetric Adjustment of Price: Theory and Evidence from UK Manufacturing," Working Paper No. 9715. Department of Applied Economics, University of Cambridge, Cambridge.
- Bailey, D. and B. W. Brorsen, 1989. "Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets," *Western Journal of Agricultural Economics*. 14: 246-252.
- Balke, N. S. and T. B. Fomby, 1997. "Threshold Cointegration," *International Economic Review*. 38: 627-645.
- Borenstein, S., A. C. Cameron, and R. Gilbert, 1997. "Do Gasolin Price Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?" *Quarterly Journal of Economics*. 112: 305-339.
- Chan, K. S., 1993. "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model," *The Annals of Statistics*. 21: 520-533.
- Chen, L. H., M. Finney, and K. S. Lai, 2005. "A Threshold Cointegration Analysis of Asymmetric Price Transmission from Crude Oil to Gasoline Price," *Economics Letters*. 89: 233-239.
- Chou, K. W. and P. C. Lin, 2013. "Oil Price Shocks and Producer Price in Taiwan: An Application of Non-linear Error-correction Models," *Journal of Chinese Economics and Business Studies*. 11: 59-72.
- Enders, W. and C. W. F. Granger, 1998. "Unit-root Test and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business and Economic*

- Statistics*. 16: 304-311.
- Enders, W. and P. L. Siklos, 2001. "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business and Economic Statistics*. 19: 166-167.
- Frey, G. and M. Manera, 2007. "Econometric Models of Asymmetric Price Transmission," *Journal of Economics Surveys*. 21: 349-415.
- Girapunthong, N., J. J. VanSickle, and A. Renwick, 2003. "Price in Asymmetry in the United States Fresh Tomato Market," *Journal of Food Distribution Research*. 34: 51-59.
- Grasso, M. and M. Manera, 2007. "Asymmetric Error Correction Models for the Oil-Gasoline Price Relationship," *Energy Policy*. 35: 156-177.
- Hassan, D. and M. Simioni, 2001. "Price Linkage and Transmission between Shippers and Retailers in the French Fresh Vegetable Sector," Working Paper No. 04. INRA-ESR, Toulouse.
- Hu, J. L. and C. H. Lin, 2008. "Disaggregated Energy Consumption and GDP in Taiwan: A Threshold Co-integration Analysis," *Energy Economics*. 30: 2342-2358.
- Meyer, J. and S. von Cramon-Taubadel, 2002. "Asymmetric Price Transmission: A Survey," Paper presented at the Xth EAAE Congress. Zaragoza, Spain, August 28-31.
- Parrott, D. S., B. D. Eastwood, and R. J. Brooker, 2001. "Testing for Symmetry in Price Transmission: An Extension of the Shiller Lag Structure with an Application to Fresh Tomatoes," *Journal of Agribusiness*. 19: 35-49.
- Radchenko, S., 2005. "Oil Price Volatility and the Asymmetric Response of Gasoline Prices to Oil Price Increases and Decreases," *Energy Economics*. 27: 708-730.

## 附 錄

附表 1 門檻共整合檢定臨界值

	90%	95%	99%
TAR 迴歸			
$\rho = 0$	5.93	6.93	9.15
$\rho = 1$	6.14	7.11	9.38
$\rho = 2$	6.09	7.08	9.19
$\rho = 3$	6.10	7.10	9.37
$\rho = 4$	6.07	7.08	9.32
MTAR 迴歸			
$\rho = 0$	5.58	6.62	8.82
$\rho = 1$	6.61	7.76	10.15
$\rho = 2$	6.51	7.57	9.91
$\rho = 3$	6.50	7.59	9.84
$\rho = 4$	6.41	7.44	9.71

資料來源：Enders 與 Siklos (2001) 與本研究整理。

附表 2 因果關係檢定

地 區	$H_0 : wp_t \not\rightarrow rp_t$	$H_0 : rp_t \not\rightarrow wp_t$
全 台	43.463 [0.000]	2.524 [0.082]
桃園縣	31.162 [0.000]	3.211 [0.042]
新竹縣	18.190 [0.000]	2.542 [0.080]
苗栗縣	36.965 [0.000]	3.309 [0.038]
台中市	36.246 [0.000]	1.753 [0.175]
彰化縣	60.091 [0.000]	2.254 [0.107]
南投縣	55.670 [0.000]	2.180 [0.115]
雲林縣	12.353 [0.000]	3.808 [0.023]
嘉義縣	24.711 [0.000]	0.546 [0.580]
台南市	12.970 [0.000]	1.077 [0.342]
高雄市	39.889 [0.000]	0.360 [0.698]
屏東縣	5.058 [0.007]	5.841 [0.003]
宜蘭縣	49.185 [0.000]	0.582 [0.560]
花蓮縣	0.515 [0.598]	11.637 [0.000]
台東縣	5.058 [0.007]	7.056 [0.001]

資料來源：本研究。

註：VAR 最適落後期數採用 SC 準則來定義（最大落後期數設定為 13），[,] 內的數字為  $p$  值。

# The Asymmetric Price Transmission on Milled Rice of Wholesale and Retail Market in Taiwan

Yuan-Ho Lee<sup>\*</sup>, Kuo-Wei Chou<sup>\*\*</sup>, and Chih-Hsuan Chang<sup>\*\*\*</sup>

*Rice price fluctuation always impacts on the welfare of consumers and the profit of producers in Taiwan. In this study, it uses the threshold cointegration model to explore price transmission mechanism on milled rice of wholesale and retail market in Taiwan. Using weekly milled rice price data by county, its period is from January 2006 to June 2012. This study finds that it has an asymmetric threshold cointegration relationship on the milled rice of wholesale and retail price. To separate sample data into high profit and low profit at retail market by consistent threshold value, it shows that retail price will response rapidly and greatly to reflect the cost of wholesale changes when the profit of retailer is relative low on retail price. Conversely, the cost of wholesale changes will not transmit to retail price significantly when the profit of retailer is relative high on retail price. It leads to a relatively stick on price. This phenomenon shows that level of profit is a key factor to maintain price collusion each other among retailers. It also indicates that imperfect competitive market is a main reason to impact on the retail price adjustment of milled rice at current stage. By comparing processes of asymmetric threshold adjustment and the responses of wholesale price shocks in high and low profit period in Taiwan, this study also found that the particular adjustments of milled rice price are affected by the government invention.*

**Keywords:** *Milled Rice Price, Asymmetric Adjustment, Threshold Cointegration, Vector Error Correction Model*

---

<sup>\*</sup> Part-Time Professor, Department of Finance, Chinese Culture University.

<sup>\*\*</sup> Associate Professor, Department of Applied Economics, Fo Guang University. (Corresponding Author)

<sup>\*\*\*</sup> Master, Department of Applied Economics, Fo Guang University.

The authors acknowledge the anonymous referees for the valuable suggestions.