

使用門檻共整合模型來探討台灣豬肉市場不對稱的價格傳遞過程

黃柏農^{*}、李佳珍^{**}

應用 Tsay (1998) 多變量門檻模型之概念，本研究探討台灣豬肉市場 1981 年 1 月至 2014 年 12 月不對稱的價格傳遞過程。在假設 7 期前產地價格變動為門檻變數之下，探討產地價格變動與零售價格變動之間傳遞過程是否存在不對稱的關係。研究結果發現，若不考慮不對稱關係時，產地價格變動與零售價格變動之間存在互為反饋的關係，且兩者方程式內的誤差修正項均是負值且統計上非常顯著。然而在非線性（不對稱）模型之下，本研究發現當 7 期前的產地價格為上漲時，產地價格改變與零售價格改變之間存在長期及短期的互為反饋之關係；亦即，過去的零售（產地）價格的改變是會影響當期的產地（零售）價格的改變，此外，其誤差也有向均衡調整的傾向，產地價格調整回均衡大約需要 7 個月（豬隻成長所需時間），而零售價格則需約 12 個月才能調整回均衡。但當 7 期前的產地價格為下跌時，產地價格改變與零售價格改變之間只存在短期的產地價格領先零售價格的單向 Granger 因果關係，且兩價格之間的誤差也沒有向均衡調整的傾向。

關鍵詞：門檻共整合、誤差修正、不對稱的價格傳遞

^{*} 國立中正大學經濟學系暨產業發展與預測研究中心教授。

^{**} 國立嘉義大學應用經濟學系副教授。本文通訊作者，電子郵件：ley@mail.ncyu.edu.tw。
本文承蒙編輯與兩位匿名審查人提供寶貴意見，謹致謝忱。

I、前 言

不對稱價格傳遞 (asymmetric price transmission, 以下簡稱 APT) 定義為, 當某一商品的產地價格上漲時, 轉移到零售價格上漲的幅度 (或速度), 高 (或快) 過於當產地價格下跌時, 轉移到零售價格下跌的幅度 (或速度)。在研究 282 種產品其中包括 120 種農產品, Peltzman (2000) 發現 APT 是一種常規 (rule) 而非例外, 如果 APT 是一種常規, 將難以用 APT 視為例外的經濟理論來解釋; 其次, 不對稱價格傳遞可能存在很重要的經濟福利, 甚至政策的涵意, 亦即不對稱價格傳遞隱含原本在價格如果是對稱的調整過程中可以因價格下跌 (如消費者) 或因價格上漲 (如生產者) 而獲利的團體, 將不再能因價格的改變而獲利, 因此, APT 隱含一種不同於對稱價格傳遞時的福利分配 (distribution of welfare), 因為它改變了與價格改變有關的福利改變之時間選擇 (timing) 及大小 (size)。此外, 如果 APT 代表的是一種市場失靈 (market failure) 的實現, 除了重分配的問題外, APT 也意味著淨福利的損失 (net welfare losses)。

早期不對稱價格傳遞的文獻, 主要是在探討農業市場中商品的產地與零售價格之間的傳遞關係, 2000 年以後, 由於高油價的來臨, 探討油價不對稱價格傳遞關係的文獻受到更多的關注。而在使用的研究方法方面, 從早期使用未考慮非定態關係的原始水準變數 (level variable), 演變到考慮非定態關係, 但未考慮可能的共整合關係之差分變數模型, 再演變到考慮可能共整合關係的誤差修正模型 (註 1), 到最近使用考慮非對稱關係的非線性模型都有。雖然在檢定 APT 是否存在的相關文獻已經使用了最近的一些時間序列的分析方法, 但仍有改善空間。首先, 過去 APT 的研究對象多以歐美國家為主, 雖有針對亞洲國家研究 (菲律賓、日本), 但較少針對台灣豬肉部門的相關研究 (註 2)。第二, 先前多數研究的結果均只發現價格訊息的流向

是單向（從產地到零售市場），較少發現反向關係。

然而就台灣豬肉部門而言，由於在豬肉的供給市場中多數為個別養豬戶，因此當零售價格較高時，這些個別養豬戶會有增加飼養豬隻的傾向，結果約在數個月（約 7 個月）以後，當這些豬已經可以在市場上販賣時，將由於豬隻供給過多，結果導致豬價下跌，而一旦豬價下跌，個別養豬戶又會減少飼養的頭數，結果約在數個月（如果存在不對稱關係時，調整期間可能會較長）以後，將由於豬隻供給過少，結果導致豬價上漲，顯然存在這種蛛網現象的市場之下，價格訊息的流向將會是一種雙向的反饋關係。因此探討台灣豬肉部門價格傳遞的計量經濟模型，將需要是一種雙變量的模型，而非過去文獻上所常用的單變量模型。最後，先前使用非線性模型來探討不對稱價格傳遞的文獻多採用 Balke 與 Fomby（1997）所提出的二階段門檻共整合概念；門檻共整合的估計需要採取二步驟，亦即先採用門檻自我迴歸的概念（通常使用 AR（1）模型）來估計誤差項的最適門檻水準，之後以估計出來的門檻水準將資料分成不同體制，再來估計以零售價格變動為被解釋變數，而以誤差修正項、產地價格變動及其他控制變數（如果有的話）為解釋變數的模型。此一作法最大問題在於誤差在假設是 AR（1）模型之下，估計得到的最適門檻水準值，並不隱含此一門檻水準值與由最後研究用模型所估計得到的最適門檻水準值會相同，換言之，應利用非線性方法直接估計最後研究用的模型，來得到最適門檻水準。

針對前述所提到可以再改善的部份，本研究使用台灣豬肉部門 1981 年 1 月至 2014 年 12 月的月資料，採用 Tsay（1998）多變量門檻模型的概念來探討產地價格及零售價格之間的不對稱傳遞關係。本研究主要貢獻有三，首先，我們使用一個以個別養豬戶為主要供給來源的國家—台灣為研究對象，從先前相關文獻回顧中，我們發覺目前並沒有探討台灣的相關研究。其次，由於台灣豬肉部門養豬戶規模太小的特性，使得研究台灣資料需使用雙變量模型，才能掌握零售價格及產地價格之間的反饋關係。最後，本研究發現當

$\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 時，產地價格與零售價格之間仍舊維持一種與線性（對稱）模型相同之互為反饋的關係，且誤差修正項顯著向均衡調整的現象存在於產地及零售價格方程式中，此外，長期而言，產地價格顯著影響零售價格，零售價格也是顯著影響產地價格；但若 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時，僅發現存在產地價格領先零售價格的關係，且兩條方程式的誤差修正項均不顯著，而長期而言，產地價格並沒有顯著影響零售價格，零售價格也沒有顯著影響產地價格。本文結構如下，除本節前言外，第二節為相關文獻回顧，第三節對台灣豬肉部門做一簡單介紹，第四節說明實證模型，第五節為資料來源、實證結果說明與討論，最後第六節為本研究的結論。

II、文獻回顧

早期檢定不對稱關係的文獻大都採用 Wolfram (1971) 的模型，之後 Houck (1977) 以差分變數替代原始水準變數方式來修正 Wolfram 的模型，並在模型中首先納入累積價格的概念。Houck 也同時提出更詳細的說明，不僅包括非累積價格的遞增及遞減的一階差分概念。Ward (1982) 更擴展 Houck 的設定，包含遞延的外生變數。Boyd 與 Brorsen (1988) 為了能區別傳遞的速度（在特別時期所估計的個別係數）及大小（估計係數的總合），也利用遞延的概念於模型的設定上。前述的研究基本上並未考慮個別價格資料可能存在非定態關係，但價格之間又可能存在共整合的關係，因此 von Cramon-Taubadel 與 Meyer (2004) 稱這些研究所使用的方法為共整合前分析（pre-cointegration approaches）。

隨著單根檢定的出現以及 Engle 與 Granger (1987) 所提出的共整合概念，之後有關 APT 的研究也開始將共整合概念所引申的誤差修正項納入模型，von Cramon-Taubadel 與 Fahlbusch (1994) 應該是首篇將共整合概念納入此類模型中探討的文獻。之後，von Cramon-Taubadel 與 Loy (1996) 及

von Cramon-Taubadel (1998) 等的文獻都有將共整合關係納入模型考慮。

另一方面 von Cramon-Taubadel (1996) 使用 Tong (1983) 的門檻分析方法來探討空間價格傳遞可能存在的非線性關係。以誤差修正項當成門檻變數，他的研究發現，當誤差大於產地價格與零售價格之間長期均衡的關係到某一門檻水準時，將引導價格傳遞。然而當誤差偏離長期均衡時，則比較調整成本，如果很小，則不會引導價格調整。

Balke 與 Fomby (1997) 提出一個門檻共整合的概念（註 3），這個概念指出非定態變數之間可能只有在誤差項大於（或小於）某一門檻水準時，變數之間才存在長期均衡的關係，而當誤差項介於某一門檻水準區間時，變數之間並不存在長期均衡（或說誤差項存在一種隨機漫步的過程）。Balke 與 Fomby (1997) 建議以一種二步驟方式來估計最適門檻水準。Goodwin 與 Holt (1999)、Goodwin 與 Harper (2000) 及 Goodwin 與 Piggott (2001) 的三篇文獻均是使用 Balke 與 Fomby (1997) 所提出的門檻共整合方法，分別探討美國的牛肉部門、豬肉部門及美國北卡羅來納州內的四種穀物及四種大豆市場內的價格調整過程是否存在不對稱關係。在前面二篇探討有關牛肉及豬肉部門的農場批發及零售價格調整的文章中，他們研究皆發現傳遞過程均為一種不對稱關係，且價格傳遞發生的原因主要是來自一個方向的概念，亦即從農場到批發到零售市場，此結論說明價格訊息的流向是單向的，且價格訊息也沒有出現在相反的方向，因為零售市場對於農場及批發價格的衝擊影響是不顯著的。Goodwin 與 Piggott (2001) 的研究指出交易成本的大小（最適門檻水準）為市場整合的可能原因之一。總而言之，門檻模型的結果顯示當價格偏離均衡時，調整的過程較未考慮門檻關係的模型更快。

Griffith 與 Piggott (1994) 使用澳洲 1971 年 1 月至 1988 年 2 月牛肉、羊肉及豬肉的月價格資料，來檢驗躉售價格傳遞到零售價格的不對稱傳遞效果。他們的研究結果指出，牛肉及羊肉市場的躉售商及零售商通常會策略性的調整投入（inputs）價格，因此牛肉及羊肉的躉售價格傳遞到零售價格時

是存在不對稱的關係，但豬肉市場則沒有發現存在不對稱的傳遞關係。

Miller 與 Hayenga (2001) 以 Engle's 的 band spectrum 迴歸來檢定美國豬肉的價格 (1981~1995)，在高頻及低頻的循環下的不對稱關係。研究結果發現在相對低頻的循環下，躉售價格傳遞到零售價格存在不對稱的傳遞關係，另一方面，產地價格傳遞到躉售價格的關係，在所有頻率的循環下，均存在不對稱的傳遞關係。

Luoma、Luoto 與 Taipale (2004) 探討 1981 年 1 月至 2003 年 5 月芬蘭的牛肉及豬肉之產地價格 (P_t) 傳遞到消費者價格 (p_t) 的過程是否存在不對稱的關係。在雙變量 VECM 下，作者使用兩種門檻變數；第一種是使用前 1 期產地價格的變動 (Δp_{t-1}) 當成門檻變數，探討當 $\Delta p_{t-1} \geq 0$ 及 $\Delta p_{t-1} < 0$ 時，產地價格傳遞到消費者價格的關係；第二種則是使用兩種價格的共整關係 z_{t-1} 當成門檻變數的門檻共整合方法，來討論產地價格傳遞到消費者價格的關係。他們的研究結果並未能發現芬蘭的牛肉及豬肉的產地價格傳遞到消費者價格的過程存在不對稱的關係。作者認為未能發現存在不對稱傳遞關係的可能原因是，在研究期間價格資料發生太多結構改變之故。

至於在討論與台灣毛豬市場價格傳遞有關的文獻方面，李建強、張佩鈴與陳珮芬 (2006) 以平滑轉換自我迴歸模型 (STAR) 來分析台灣毛豬市場批發價格的非線性行為，他們的研究發現，台灣毛豬市場批發價格的走勢為一種非線性的關係，而 1997 年口蹄疫事件及 2000 年市場的重整均為造成豬價走勢呈非線性走勢的重要因素。陳仕偉與呂麗蓉 (2007) 使用非線性因果關係來探討台灣毛豬市場價量之間的關係，但他們所使用的 Hiemstra 與 Jones (1994) 及 Diks 與 Panchenko (2006) 的非線性因果檢定的方法僅是就資料本身的非線性關係來分析，至於為何資料會存在這種非線性關係則在其研究中未提供相關說明。

李佳珍 (2010) 以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 M-TAR) 模

型，探討台灣毛豬市場的不對稱傳遞關係。結果發現，台灣毛豬市場產地價格的變動與零售價格的變動之間存在雙向反饋的關係。李佳珍與黃柏農（2010）以雙變量門檻迴歸模型探討台灣地區毛豬的價格與交易量之間的互動關係。結果發現，當 11 期前的交易量為一種極端小交易量時，本期若產生一個正向價格衝擊時，交易量後續將不會有顯著的反應關係，但若在本期產生一個正（負）向的交易量衝擊時，價格將在第 6 期出現一種負（正）向的反應關係。

王若愚等人（2015）以一般化自我迴歸條件異質變異數模型（generalized autoregressive conditional heteroskedastic model，以下簡稱 GARCH），並利用不對稱效果的指數 GARCH 模型（exponential GARCH，以下簡稱 EGARCH）及門檻 GARCH 模型（Glosten、Jagannathan 與 Runkle GARCH，以下簡稱 GJR-GARCH）探討非預期訊息對毛豬價格的波動是否有不同的反應效果。結果發現，台灣的毛豬價格的波動確實存在不對稱性，且當非預期訊息造成實際價格低於預期價格時，引起的毛豬價格波動較小。

然而並不一定所有的產地價格與零售價格之間一定存在共整合關係，它們之間不存在共整合關係有可能是二個價格長期走勢之間真的不存在均衡關係，或是二者之間其實是存在一種如 Enders 與 Granger（1998）及 Enders 與 Siklos（2001）所提出的不對稱共整合關係。Abdulai（2000；2002）即是使用 Enders 與 Granger（1998）之不對稱共整合關係來探討瑞士豬肉市場的價格傳遞關係。結果發現，豬肉市場的產地與零售價格的傳遞存在不對稱關係，當產地價格上漲會引導零售價格快速的上升，然產地價格下跌時，零售價格的反應較慢。

由以上的文獻我們發現有關 APT 的研究有許多，von Cramon-Taubade 與 Meyer（2004）、Frey 與 Manera（2007）提供這類文章的完整回顧。von Cramon-Taubadel 與 Meyer（2004）的文獻回顧涵蓋 40 篇探討有關 APT 的研究，在他們所評述的 40 篇文章中，有 26 篇文獻探討農業產品，有 7 篇是探

討利率，而有 4 篇是探討汽油／原油，而有 3 篇則同時探討不同商品。在探討農業產品的 26 篇文獻當中，有 6 篇是專門探討豬肉。研究對象方面，在這 40 篇文獻中，有 26 篇文獻探討美國的相關商品，其餘 16 篇探討的國家則有加拿大、英國、德國、澳大利亞、巴西、紐西蘭、瑞士及迦納等均有。在研究所使用的資料頻率方面，此 40 篇文獻皆使用月資料或週資料為主，實證結果發現存在不對稱關係的有 12 篇文獻，而發現存在對稱關係的有 7 篇，其餘的結果則是存在一種混合的結果（註 4）。

Frey 與 Manera（2007）也出版了一篇相關文獻的評述，Frey 與 Manera（2007）共回顧了 70 篇探討價格傳遞之間是否存在不對稱關係的文獻，在他們所回顧的 70 篇文章中，以探討美國的文獻（有 34 篇）最多，其次分別為探討英國（有 9 篇），德國（有 7 篇），法國（有 6 篇），加拿大、義大利及西班牙（各有 4 篇），荷蘭及其他國家（各有 3 篇），阿根廷、澳大利亞、巴西、丹麥、歐盟、芬蘭、迦納、愛爾蘭、日本、祕魯、菲律賓、瑞士、南非及瑞典等（各有 1 篇）。在探討標的物方向，70 篇中有 34 篇是關於農業／營養品（註 5），有 34 篇關於汽油，而其他二篇則是有關金融商品。在實證結果方面，此 70 篇文獻中共計使用 87 個估計模型，其中僅有 11 個模型的估計結果並未發現任何不對稱關係。在實證資料的頻率方面，則多數文獻仍以採用月資料或週資料為主（註 6）。Frey 與 Manera（2007）更依據檢定不對稱關係之不同，區分出八種不對稱關係，分別是同期衝擊的反應、遞延分配效果、累積衝擊反應、時間的反應、均衡及動態均衡調整路徑、體制效果及體制均衡調整路徑。這些不同對稱關係，有些只出現在某種特別模型架構之下，因此並不是使用某一種模型就能夠探討所有不對稱關係（註 7）。

III、台灣豬肉部門

如同多數工業化國家，台灣 GDP 的產值主要是來自於製造業與服務業，

而農業對台灣 GDP 的貢獻其實是非常小。在 1981 至 1982 年之間農業產值約佔 GDP 的 6% 左右，此一比率在 1983 年降到 5% 左右，在 1986 至 1988 年降到 4% 左右，1989 至 1992 年降到 3% 左右，而在 1993 至 1997 年降到 2% 左右，在 1998 之後更降到 2% 以下。2008 年台灣農業總產值佔 GDP 的比率只剩下約 1.2%。畜牧業產值過去以來大都佔農業產值的 30% 左右，在 1991 至 1996 年之間，由於台灣毛豬有出口到日本的關係，畜牧業產值佔農業總產值曾高達 35% 左右，1997 年 3 月台灣爆發豬隻口蹄疫（foot-mouth disease，以下簡稱 FMD），累計至 1997 年 7 月底止，因口蹄疫發病而死以及遭到政府相關單位強制撲殺之豬隻合計達 403.7 萬頭，復因台灣成為疫區而喪失外銷（過去約有 40% 外銷日本），導致產銷失衡，豬價因為過度供給導致價格急速下跌。

豬肉為台灣人肉食之主要來源，根據行政院農業委員會於《糧食供需年報》所編製的糧食平衡表，最近 10 年台灣人民對豬肉消費佔所有消費肉品的比率大致在 49~53% 之間變動，2013 年台灣人民每人每年肉類（包括豬肉、牛肉、羊肉及禽肉）消費量為 72.94 公斤，其中豬肉為 36.39 公斤，佔 49.89%，也因此豬肉部門在台灣農業中一直扮演一個重要角色。與國外不同的是，早期台灣豬肉供給是由許多個別農戶所構成，在 1987 年之前平均每戶農家飼養的頭數低於 100 頭（在 1987 年養豬戶數有 63,229 戶，共飼養 7,129,034 頭豬），因此 1987 年在台灣豬肉部門可視為是由個別養豬戶逐漸蛻變成企業化養豬的一個重要的分水嶺。在 1991 至 1997 年口蹄疫爆發之前的這段期間，台灣每年生產約 1,000 萬頭豬，之後到 2012 年為止則大約維持在 700 萬頭。根據 2013 年 5 月的調查資料，台灣地區目前養豬戶有 8,881 戶，共飼養 5,942,450 頭豬，平均每戶飼養約 669 頭豬，此一數目較 1971 年平均每戶飼養 5.7 頭豬，成長近 118 倍，顯示在台灣對豬隻的飼養已逐漸轉型成一種企業化的生產，到底台灣的豬隻供給市場內的這些特性是否會在產地與零售價格傳遞之間，形成一種與先前文獻不同的關係，因此，我們將利用台灣的資料來探討此部份的問題。

IV、實證模型說明

令產地價格為 P_t^d ，而零售價格為 P_t^r ，取對數後的產地與零售價格分別以小寫 p_t^d 與 p_t^r 來代表。以 p_t^r 為被解釋變數的自我迴歸遞延分配 (autoregressive distributed lag，以下簡稱 ARDL) 模型可表示如下：

$$p_t^r = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i p_{t-i}^r + \sum_{j=0}^q \beta_j p_{t-j}^d + e_t \quad (1)$$

ARDL(m, q) 模型將解釋與被解釋變數的遞延項包含於模型中， α_i 及 β_j 分別為 p_{t-i}^r 及 p_{t-j}^d 的估計係數 ($i=1, \dots, m; j=1, \dots, q$)，在定態的假設之下需滿足 $\sum_{i=1}^m |\alpha_i| < 1$ 。ARDL(m, q) 是將遞延被解釋變數項也放到模型的右邊，在定態條件下，以 OLS 來估計，亦就是 p_t^d 與 p_t^r 必須定態，藉由非條件預期或 p_t^r 的預期值，且在給定任何長期均衡效果下，對於所有 t 期，令 $\tilde{p}_t^r = E(p_t^r)$ 及 $\tilde{p}_t^d = E(p_t^d)$ ，長期下，假如這兩個過程存在明顯的共移關係時，兩者將會收斂至下列的均衡值：

$$\tilde{p}_t^r = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \tilde{p}_t^r + \beta_0 \tilde{p}_t^d + \sum_{j=1}^q \beta_j \tilde{p}_t^d \quad (2)$$

將 \tilde{p}_t^d 當成解釋變數來解 \tilde{p}_t^r ，將可得到如下式的關係：

$$\tilde{p}_t^r - \sum_{i=1}^m \alpha_i \tilde{p}_t^r = \alpha_0 + \beta_0 \tilde{p}_t^d + \sum_{j=1}^q \beta_j \tilde{p}_t^d \quad (3)$$

或

$$\tilde{p}_t^r = k_0 + k_1 \tilde{p}_t^d \quad (4)$$

此一方程式代表 p_t^r 及 p_t^d 存在均衡的長期關係，任何偏離均衡的關係 $\tilde{p}_t^r - (k_0 + k_1 \tilde{p}_t^d) \neq 0$ 時，預期將在下一期會調整回均衡。我們無法直接估計在

ARDL 模型內調整到均衡的速度，因此分析者很少會利用 ARDL 模型來推估誤差修正率。然而，透過下列方式將 ARDL 線性化即可得到誤差修正項的關係。令 $p_t^r = p_t^r + \Delta p_t^r$, $p_t^d = p_t^d + \Delta p_t^d$ 且由式(3)及(4)，可以得到 $k_0 = \alpha_0 / (1 - \sum_{i=1}^m \alpha_i)$ 及 $k_1 = (\beta_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j) / (1 - \sum_{i=1}^m \alpha_i)$ ，代入式(1)得到：

$$\Delta p_t^r = -(1 - \sum_{i=1}^m \alpha_i)[k_0 p_{t-1}^r - k_1 p_{t-1}^d] + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i \Delta p_{t-i}^r + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j \Delta p_{t-j}^d + e_t \quad (5)$$

其中 $\Delta = 1 - L$ ， L 代表遞延運算元 (lag operator)，在定態的假設之下需滿足 $\sum_{i=1}^m |\alpha_i| < 1$ 。式(5)為一種誤差修正模型 (error correction model，以下簡稱 ECM)，由於式(5)係由 ARDL 模型以再參數化 (re-parameterization) 方式得到，因此 p_t^r 及 p_t^d 不一定需要滿足 Engle 與 Granger (1987) 的共整關係， p_t^r 及 p_t^d 可以是非定態，但具有相同的整合 (integration) 階次，換言之， p_t^r 及 p_t^d 可以為 $I(0)$ 或 $I(1)$ (註 8)。由於單根檢定方法的檢定力不佳，為了避免在檢定單根過程中產生偏誤，本研究採用 Pesaran、Shin 與 Smith (2001) 所建議的 Bound 檢定來分析變數間的整合關係，之後，再根據檢定結果來決定最終估計模型的型態。

Pesaran、Shin 與 Smith (2001) Bound 檢定包含估計下列零售價格的誤差修正 (EC) 版之 $ARDL(m, q)$ ：

$$\Delta p_t^r = \alpha_0^r + \sum_{i=1}^m \alpha_i^r \Delta p_{t-i}^r + \sum_{j=0}^q \beta_j^r \Delta p_{t-j}^d + \delta_1^r p_{t-1}^r + \delta_2^r p_{t-1}^d + e_t^r \quad (6)$$

此處 Δ 代表一階差分運算元，上標 r 表示此為零售價格方程式。同理，產地價格方程式可表示成：

$$\Delta p_t^d = \alpha_0^d + \sum_{i=1}^m \alpha_i^d \Delta p_{t-i}^d + \sum_{j=0}^q \beta_j^d \Delta p_{t-j}^r + \delta_1^d p_{t-1}^r + \delta_2^d p_{t-1}^d + e_t^d \quad (7)$$

此處上標 d 表示為產地價格方程式，要檢定式(6)及(7)的變數之間不存在共整關係的虛無假設分別為 $H_0^r: \delta_1^r = \delta_2^r = 0$ 及 $H_0^d: \delta_1^d = \delta_2^d = 0$ 。此處的 F 檢定統計量並非遵循傳統標準的 F 分配，而是取決於 (i) 包含在模型內的變數為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，(ii) 解釋變數的數目，及 (iii) 模型包含截距項或截距項及時間趨勢項。Pesaran、Shin 與 Smith (2001) CI 表列出檢定用的 F 統計量之上界與下界。

當檢定統計量小於下界時，隱含所有解釋變數均為 $I(0)$ ，當檢定統計量大於下界時，則表示所有解釋變數均為 $I(1)$ ，且存在共整合的關係，但若統計量介於上界及下界之間，代表某些解釋變數為 $I(0)$ ，而某些解釋變數為 $I(1)$ 。一旦確定了所有變數均為 $I(1)$ ，我們即可用非限制版本的 EC 模型來進行後續分析（註 9）。

由於豬肉的月產地及零售價格具有季節性，另外，1997 年的 FMD 可能造成價格產生結構改變，將這些因素也納入考慮後的雙變量（bivariate）模型如下：

$$\begin{aligned}\Delta p_t^r &= \sum_{i=1}^{12} \theta_i^r DS_{i,t} + \alpha_0^r D1997_t + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i^r \Delta p_{t-i}^r + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^r \Delta p_{t-j}^d + \delta_1^r p_{t-1}^r + \delta_2^r p_{t-1}^d + e_t^r \\ \Delta p_t^d &= \sum_{i=1}^{12} \theta_i^d DS_{i,t} + \alpha_0^d D1997_t + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i^d \Delta p_{t-i}^d + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^d \Delta p_{t-j}^r + \delta_1^d p_{t-1}^r + \delta_2^d p_{t-1}^d + e_t^d\end{aligned}\quad (8)$$

其中 $DS_{i,t}$ 為季節虛擬變數， $D1997_t$ 為代表 FMD 時點的虛擬變數，1997 年 1 月以後為 $D1997_t=1$ ，其餘為 0（註 10）。上標 r 及 d 分別表示為零售及產地價格方程式。

為了探討不同體制下（線性及非線性），產地與零售豬肉價格之短期不對稱價格傳遞過程，我們需要建立雙向未受限誤差修正（bivariate unrestricted EC）模型。令產地價格及零售價格的誤差修正項分別為 $ecmd_{t-1} = p_{t-1}^d - k_0^d - k_1^d p_{t-1}^r$ 及 $ecmr_{t-1} = p_{t-1}^r - k_0^r - k_1^r p_{t-1}^d$ 。

使用下列的雙變量誤差修正模型，我們可以分析台灣豬肉市場的動態不對稱價格傳遞過程：

$$\begin{aligned}\Delta p_t^r &= \theta_i^r Z_t - \gamma_i^r ecmr_{t-1} + \alpha_i^r(L) \Delta p_{t-1}^r + \beta_i^r(L) \Delta p_t^d + e_t^r \\ \Delta p_t^d &= \theta_i^d Z_t - \gamma_i^d ecmd_{t-1} + \alpha_i^d(L) \Delta p_{t-1}^d + \beta_i^d(L) \Delta p_t^r + e_t^d\end{aligned}\quad (9)$$

其中 $\alpha(L)$ 及 $\beta(L)$ 代表遞延多項式 (lag polynomial) 的運算元，下標 t 及 $t-1$ 表示變數分別從 t 或 $t-1$ 開始， Z 為包含結構轉變及季節虛擬變數的向量，長期關係如果存在， γ_i^r 及 γ_i^d 必須在 $(0, 2)$ 之內，且統計上顯著。下標 i 表示不同的體制， $i=0$ 或稱 R0 體制，表示資料未分割時的線性模型， $i=1$ 或稱 R1 體制，代表 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 時的體制， $i=2$ 或稱 R2 體制，表示當 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時的體制（註 11）。而檢定產地價格對零售價格不具 Granger 因果關係 ($\Delta p_{t-1}^d \nrightarrow \Delta p_t^r$)，等同在檢定 $H_0: \beta_1^r = \beta_2^r = \dots \beta_p^r = 0$ ，此處 p 為式(9)之最適遞延期數，而檢定零售價格對產地價格不具 Granger 因果關係 ($H_0: \Delta p_{t-1}^r \nrightarrow \Delta p_t^d$)，則是檢定 $H_0: \beta_1^d = \beta_2^d = \dots \beta_p^d = 0$ 。由於雙變量模型(9)之兩條方程式的解釋變數並不相同，因此我們使用似乎無相關迴歸估計 (seemingly unrelated regression estimate，以下簡稱 SURE) 的方法來估計。

V、資料來源、實證結果與討論

本研究使用 1981 年 1 月至 2014 年 12 月的毛豬產地價格 (P_t^d) 及零售價格 (P_t^r) 資料。二種價格均是以元／公斤方式來表示。資料收集自行政院農業委員會所出版的《臺灣農產物價與成本統計月報》及《畜禽產品物價統計月報》。所有變數均先取對數後分析。取對數之後的 P_t^d 及 P_t^r 分別以小寫 p_t^d 與 p_t^r 來代表。

首先，我們以 SURE 估計式(9)，並利用 Bound 檢定來檢定台灣毛豬產地與零售價格之間是否存在一種長期的關係。在估計式(9)之前我們也需先

決定模型的最適落後期數，在假設 $m=q=12$ 的上限之下，以 AIC 準則來選擇最適落後期數（註 12）。由於本研究在探討當 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 及 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時， p_t^d 與 p_t^r 之間的短期動態關係是否存在不對稱關係，因此本研究將估計三種模型，（1）不考慮不對稱（線性）關係時，稱體制-0（R0）；（2）當 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 時，稱體制-1（R1），及（3）當 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時，稱體制-2（R2）。經由 AIC 準則所選擇的最適落後期數，所有體制（R0，R1 及 R2）之最適落後期數均為 9 期（註 13）。表 1 列出三種模型在最適落後期數下，Bound 檢定的 F 統計量。

表 1 共整合關係的 Bound 檢定之 F 統計量¹

模型	R0 ($m=q=9$)	R1 ($m=q=9$)	R2 ($m=q=9$)
$H_0: \delta_1^r = \delta_2^r = 0$	29.09	27.57	9.05
$H_0: \delta_1^d = \delta_2^d = 0$	27.07	34.68	8.17

資料來源：本研究估計。

註 1：根據 Pesaran、Shin 與 Smith（2001）在 $k=1$ 時，Bound 檢定（限制只有截距項而沒有趨勢項）在 90%、95%及 99%下的臨界水準，分別為[3.02, 3.51]、[3.62, 4.16]及[4.94, 5.58]。

由表 1 的結果我們看到，無論是在 R0，R1 或在 R2 之下的 F 統計量均顯著大於臨界值的上限，顯示無論在線性或非線性的模型之下，產地價格與零售價格之間是存在共整合的關係，且兩個變數均為 $I(1)$ 。為了檢定在 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 與 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 之下，產地價格與零售價格之間的短期動態關係以及向均衡調整的關係是否有所不同，表 2 列出使用式(9)的估計結果（註 14）。

由表 2 的結果我們看到，季節因素對產地價格的影響大於對零售價格的影響，且顯著的季節關係出現在非線性模型的月份較線性模型多。一般而言，夏季因天氣炎熱，豬在生理上容易有熱緊迫現象，使母豬配種受孕率較低，加上此時肉豬成長也趨緩造成供給減少，另外在農曆新年、端午節、中元節及中秋節等節慶時對豬肉的需求會明顯增加，因此豬肉的產地價格及零售價格在這些

期間（1 到 2 月及 5 月到 9 月間）傾向上漲（正的季節關係），另外，由於豬隻食用飼料的主要原料為玉米，因此玉米價格的波動也將會嚴重影響毛豬生產成本，進而影響產地價格，由於玉米價格波動並沒有一定的時間表，因此產地價格若再遇到玉米價格波動時，則較難預測產地價格在哪些月份可能為正或為負的季節關係。

瞭解影響豬肉市場產地價格及零售價格的季節因素後，再來觀察本文的估計結果。在線性模型假設之下，零售價格方程式的顯著關係為 7 月（正）及 9 月（負），而產地價格方程式的顯著關係則是出現在 5 月（正）、7 月（正）、9 月（負）及 10 月（負）。但若採用非線性模型時，零售價格方程式的顯著關係，在 $\Delta p_{t-7} \geq 0$ 時為 2 月（正）及 9 月（正），在 $\Delta p_{t-7} < 0$ 時為 1 月（正）及 10 月（正），而產地價格方程式的顯著關係在 $\Delta p_{t-7} \geq 0$ 時為 1 月（正）、5 月（正）、6 月（正）、7 月（正）及 9 月（負），在 $\Delta p_{t-7} < 0$ 時為 1 月（負）及 10 月（負）。非線性模型季節性的估計結果，不但涵蓋原線性估計得到的顯著季節性的關係，亦多包含了 1 月、2 月及 6 月的季節顯著關係，這 3 個月包含了我國的農曆新年及端午節等節慶，由於對豬肉需求增加，實務上豬肉價格在這 3 個月也應該會有較明顯的變動。

另外，FMD 是否會對產地及零售價格有一種結構改變的影響，表 2 的結果顯示，本研究發現在線性及非線性 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 的體制模型之下，FMD 對零售及產地價格分別有一種正向及負向顯著的影響關係，但並未發現 FMD 對非線性 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 的體制下之產地及零售價格存在任何顯著的影響關係。因為 FMD 的關係，消費者會減少豬肉的需求，結果對產地的價格將產生負面的影響，但同時也因 FMD 的關係，需撲殺生病的豬隻，結果因為豬肉供給的減少，造成零售價格上漲，這樣的情形特別會出現在 7 期前的產地價格是上漲時（產地價格上漲時，將使得養豬戶增加豬隻的飼養），若 7 期前的產地價格是下跌時（產地價格下跌時，將使得養豬戶減少豬隻的飼養），FMD 對無論是產地或零售價格的影響就不顯著。

表 2 的第一欄為未考慮不對稱關係的線性 (R0) 模型估計結果，由欄 (1) 的誤差修正項 (ecm_{t-1}) 無論在 Δp_t^r 或 Δp_t^d 方程式中均出現負向顯著關係，顯示誤差均有向均衡調整的傾向，其中又以 Δp_t^d 方程式向均衡調整的速度快於 Δp_t^r (0.1340 vs. 0.0530)。對產地價格而言，偏離均衡的誤差調整到均衡的時間約在 7.5 個月 ($1/0.1340$) 左右，但對零售價格而言，則需要約 19 個月。由欄 (1) 我們也看到豬肉當期產地 (零售) 價格變動對當期零售 (產地) 價格變動有正向且非常顯著關係，但是否可以用過去的零售 (產地) 價格變動用來預測未來的產地 (零售) 價格變動呢？表 2 中， $H_0: \Delta p_{t-j}^d \rightarrow \Delta p_t^r$ 與 $H_0: \Delta p_{t-j}^r \rightarrow \Delta p_t^d$ 即是用來檢定這部份的結果。

利用 Wald 統計量，我們發現台灣豬肉部門在 $t-j$ 期的零售價格變動是可用來協助預測 t 期產地價格變動，同時 $t-j$ 期的產地價格變動也可以用來協助預測 t 期的零售價格，此即所謂 Granger 因果關係的反饋概念，相當適合描述台灣豬肉部門兩個價格之間存在互動關係的預期。而存在反饋關係意味著當期的零售 (產地) 價格是會受到前期產地 (零售) 價格改變的影響。最後，由自我相關檢定的 Q 統計量結果看來，到 12 期時，模型的殘差均無序列相關。

線性模型的結果顯示，台灣豬肉部門產地與零售價格變動之間存在顯著互為反饋關係，且二條方程式在遇到外來的衝擊時，均有向長期均衡收斂的現象。線性模型由於未能考慮不對稱的調整關係，因此可能忽略了在某些情形之下， Δp_t^r 與 Δp_t^d 之間並不存在任何 Granger 因果的關係 (表示當期的零售 (產地) 價格並不會受到前期產地 (零售) 改變的影響)，且可能在某些情形之下，誤差並沒有向均衡調整的傾向，換言之，未能考慮可能的不對稱關係將導致得到偏誤的實證結果。

探討此種不對稱關係是否存在，正是本研究之主要目的，表 2 第 2 欄及第 3 欄即為不同體制下之非線性模型 (R1 及 R2) 的估計結果。當 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ (R1) 時，Granger 因果檢定結果在統計上均可以很顯著的棄卻 $H_0: \Delta p_{t-j}^d \rightarrow \Delta p_t^r$ 及 $H_0: \Delta p_{t-j}^r \rightarrow \Delta p_t^d$ 的假設，顯示當 7 期前的產地價格若是上漲時，產地價格變動

表 2 對稱及不對稱關係下的估計結果¹

零售價格方程式	(1)R0 (線性) Δp_t^r	(2)R1($\Delta p_{t-7}^d \geq 0$) Δp_t^r	(3)R2($\Delta p_{t-7}^d < 0$) Δp_t^r
DS ₁	-0.3680	-0.3480	2.4692**
DS ₂	0.7335	1.0987**	1.0276
DS ₃	0.4044	-0.0117	1.3981
DS ₄	0.2849	0.7246	0.6241
DS ₅	-0.6920	-1.4605*	0.0058
DS ₆	-0.3538	-0.4352	0.0894
DS ₇	-1.3397***	-1.2815*	-0.9203
DS ₈	0.2901	0.7801	-0.8901
DS ₉	1.8544***	3.0697***	0.8930
DS ₁₀	1.2270	0.4980	1.9559**
DS ₁₁	0.5449	0.1092	1.1454
D1997	1.1407***	1.6587***	0.7803
ecmr _{t-1}	-0.0530***	-0.0822***	-0.0257
Δp_{t-1}^r	0.1623***	0.0889	0.0980
Δp_{t-2}^r	0.1564***	0.2543***	-0.0040
Δp_{t-3}^r	-0.0323	-0.0374	0.0000
Δp_{t-4}^r	-0.0548	0.0447	-0.0564
Δp_{t-5}^r	0.0503	0.0081	0.0754
Δp_{t-6}^r	-0.0589	-0.0450	-0.0388
Δp_{t-7}^r	-0.1238**	-0.1101*	-0.1598**
Δp_{t-8}^r	0.0950**	0.0312	0.0586
Δp_{t-9}^r	0.1040**	0.1505**	0.0639
Δp_t^d	0.2964***	0.2221***	0.3122***
Δp_{t-1}^d	0.0252	0.0164	0.0729***
Δp_{t-2}^d	-0.0329**	-0.0460**	-0.0015
Δp_{t-3}^d	-0.0070	-0.0291	0.0526*
Δp_{t-4}^d	0.0060	-0.0267	0.0405
Δp_{t-5}^d	-0.0527***	-0.0449	-0.0368*
Δp_{t-6}^d	-0.0264	-0.0421	-0.0236
Δp_{t-7}^d	0.0406***	0.0223	0.0382
Δp_{t-8}^d	0.0207	0.0077	0.0808***
Δp_{t-9}^d	-0.0760***	-0.0913***	-0.0737***
$H_0: \Delta p_{t-j}^d \rightarrow \Delta p_t^r$	49.73 [0.00]	34.00 [0.00]	36.46 [0.00]
Q(1)	0.0749	1.0849	0.5207
Q(6)	0.4449	2.1467	1.6974
Q(12)	6.1946	4.3322	5.4779

表 2 對稱及不對稱關係下的估計結果 (續)¹

產地價格方程式	(1)R0 (線性) Δp_t^d	(2)R1 ($\Delta p_{t-7}^d \geq 0$) Δp_t^d	(3)R2 ($\Delta p_{t-7}^d < 0$) Δp_t^d
DS ₁	2.0995	3.6734***	-6.8954***
DS ₂	-1.8638	-2.5351*	-2.8596
DS ₃	-0.7469	0.1855	-3.7735
DS ₄	-0.3243	1.8357	-1.4476
DS ₅	3.6413**	5.0591**	0.8127
DS ₆	2.4379*	3.9271**	0.4947
DS ₇	4.8890***	6.4421***	3.2382
DS ₈	0.4082	0.4409	3.5567
DS ₉	-5.5205***	-8.5076***	-2.5463
DS ₁₀	-3.7731***	-1.7769	-5.9051**
DS ₁₁	-1.5325	-0.3951	-3.2906
D1997	-2.7535**	-3.0870**	-2.0671
ecmd _{t-1}	-0.1340***	-0.1476***	-0.0957
Δp_{t-1}^d	-0.0399	0.3121***	-0.2154***
Δp_{t-2}^d	0.0997**	0.0138	0.0138
Δp_{t-3}^d	-0.0060	0.0424	-0.1798**
Δp_{t-4}^d	-0.0084	0.0877	-0.1078
Δp_{t-5}^d	0.1821***	0.2100***	0.1246***
Δp_{t-6}^d	0.0946*	0.0512	0.0863
Δp_{t-7}^d	-0.1353***	-0.0950	-0.1120
Δp_{t-8}^d	-0.0523	0.0637	-0.2473***
Δp_{t-9}^d	0.2368***	0.2328***	0.2325***
Δp_t^r	2.7098***	1.7075***	2.9126***
Δp_{t-1}^r	-0.5573***	-0.5399***	-0.3100
Δp_{t-2}^r	-0.5432***	-0.5679***	-0.0539
Δp_{t-3}^r	0.1658	0.0922	0.0426
Δp_{t-4}^r	0.1725	0.1095	0.1540
Δp_{t-5}^r	-0.1837	-0.2751	-0.2303
Δp_{t-6}^r	0.1735	0.1537	0.1244
Δp_{t-7}^r	0.4127***	0.3552***	0.4950***
Δp_{t-8}^r	-0.3176***	-0.2504	-0.1856
Δp_{t-9}^r	-0.3329***	-0.2797	-0.2003
$H_0 : \Delta p_{t-j}^r \rightarrow \Delta p_t^d$	47.28 [0.00]	33.36 [0.00]	9.47 [0.40]
Q(1)	0.0157	0.0307	0.7384
Q(6)	0.3820	3.5708	1.6508
Q(12)	3.3766	4.8411	7.0868

資料來源：本研究估計。

註 1：*、**、*** 分別表示 10%、5% 及 1% 的顯著水準，[] 內為 p 值，Q(k) 表示遞延 k 期的 Ljung-Box χ^2 統計量。→ 表示沒有 Granger 因果關係。R0 表示使用線性模型的估計結果。R1 表示 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 時的估計結果，而 R2 表示 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時的估計結果。

與零售價格變動之間存在一種互為反饋的關係，換言之，過去的 Δp_{t-j}^d (Δp_{t-j}^r) 可以用來預測今日的 Δp_t^r (Δp_t^d)；亦即當 7 期前的產地價格是上漲時，當期的零售（產地）價格是會受到前期產地（零售）價格的影響。另外，在向均衡收斂的速度方面，由 $ecmr_{t-1}$ 與 $ecmd_{t-1}$ 的估計結果看來，當 7 期前的產地價格是上漲或不變時，無論在零售價格或產地價格的方程式中，誤差均有向均衡調整的傾向，其中產地價格方程式向均衡調整的速度又快過於零售向均衡調整的速度（0.1476 vs. 0.0822 或 6.8 個月 vs. 12.2 個月）。雖然在 R1 之下的實證結果與使用線性模型所得到的結果非常類似，但仔細比較仍可發現二者的結果還是有差異。

首先，在向均衡調整的速度方面，在 R1 之下產地價格及零售價格的調整期間約在 6.8 個月及 12.2 個月，但在線性模型之下雖然產地價格方程式的調整期間與 R1 時的調整期間相同均約為 7 個月，但在線性模型之下的零售價格方程式的調整期間約為 19 個月，遠高於非線性模型 R1 的 12 個月。另外，雖然在線性模型與非線性模型之下，本研究均發現產地價格與零售價格之間存在一種互為反饋的因果關係，但若再仔細檢視二種模型係數的估計結果我們發現，在線性模型之下，過去產地（零售）的價格改變對當期零售（產地）價格改變的影響較長且有顯著關係的期數也較多。例如，同樣就產地的估計結果看來，在線性模型之下，落後 $j=1、2、7、8$ 及 9 期的 Δp_{t-j}^r 對 Δp_t^d 均有顯著的影響關係，但在非線性 R1 之下，對 Δp_t^d 有影響的 Δp_{t-j}^r 僅有 $j=1、2$ 及 7。此一結果顯示在線性模型之下，因為同時包含 Δp_{t-7}^d 為正及負的關係，使得 Δp_t^d 與 Δp_t^r 之間傾向有較長的短期互動關係，且向均衡調整的期間也較長，因此透過將 Δp_{t-7}^d 為正及負時的關係區分出來，將有助於瞭解在不同的前期價格之下，產地價格變動與零售價格變動之間關係。

而在 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ (R2) 時，本研究更發現與線性模型完全不同的實證結果。當前期產地價格如果是下跌時，本研究發現 Δp_t^d 與 Δp_t^r 之間只存在單向，而非如在 R0 或 R1 體制下雙向顯著的 Granger 因果關係，換言之，當 7 期前的產出如果是下跌時，前期零售價格的改變並無法用來預測當期的產出價格的改變，但前期產地價格的改變卻可以用來預測當期零售價格的變化，此一結果符合過

去類似文獻只發現的產地價格領先於零售價格的單向關係 (Goodwin & Harper, 2000)。此外, 在這一個體制之下, 兩條方程式的誤差項均不顯著, 意味著誤差項並沒有向均衡調整的情形。

至於在同期關係方面, 我們的非線性結果發現 $\Delta p_t^d(\Delta p_t^r)$ 與 $\Delta p_t^r(\Delta p_t^d)$ 之間均存在非常顯著的正向同期反饋關係, 但在 R1 體制下, 當期的 Δp_t^d 對當期的 Δp_t^r 之影響關係小於 R2 體制下的關係。此外, 零售價對產地價當期的影響關係大於產地價對零售價的影響關係; 亦即, 對於零售價格方程式而言, 當 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 時, 當期的 Δp_t^d 若上漲 1%, Δp_t^r 將會上漲 0.2221%, 但若是 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時, Δp_t^r 會上漲 0.3122%; 對於產地價格方程式而言, 當 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 時, 當期的 Δp_t^r 若上漲 1%, Δp_t^d 將會上漲 1.7075%, 但若是 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時, Δp_t^d 會上漲 2.9126%。

表 3 列出三個體制下的長期均衡 (共整合) 關係, 在線性關係之下, 我們觀察到對長期而言, 產地價格增加 1%, 零售價格將會增加 0.8808%, 但若零售價格上升 1% 時, 產地價格將會上升 1.0375%, 這些關係在統計上都是顯著的。若將 7 期前的產地價格變動納入考慮, 當 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 時, 產地價格增加 1%, 零售價格將會增加 0.7239%, 但若零售價格上升 1% 時, 產地價格將會上升 1.2449%; 當 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時, 產地價格增加 1%, 零售價格將會增加 1.2667%, 但統計水準只有 8%。此外, 在這一情況下, 零售價格並不會顯著影響產地價格, 換言之, 長期均衡關係的估計結果亦顯示, 在線性及非線性的 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ 下, 零售價格與產地價格之間也是存在一種互為反饋的關係, 且零售價格上漲對產地價格的影響程度大於產地價格對零售價格的影響, 而當 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時, 產地價格上升略影響零售價格, 但零售價格上漲則統計上不會顯著影響產地價格。長期均衡關係的估計結果與我們使用短期因果檢定的結果一致。

以上非線性的實證結果顯示, 當 7 個月前豬隻的產地價格變動若是上漲時, 由於國內養豬戶的規模並不大, 上漲的豬價將導致養豬戶們一窩蜂增加豬隻的飼養, 結果當 7 個月豬隻成長後可以販賣到市場時, 由於供給增加將導致

豬肉的產地價格下跌，而下跌的產地價格預期將會帶動豬肉零售價格的下跌，下跌的零售價格在豬肉供給過多的情形下，又更進一步帶動產地價格的下跌，因此，我們的實證結果觀察到產地價格與零售價格之間，不僅是存在一種短期互為反饋的互動關係，長期下，兩種價格之間也是存在互為反饋關係，而此種因過度供給所造成的產地價格下跌的現象，將透過豬隻生產策略的調整及兩種價格之間存在互為反饋的關係，於 7 個月當豬隻成長後，逐漸調整回到原均衡水準，但零售價格則須經過 12 個月才能逐漸調整回到原均衡水準。

表 3 三種體制下的共整合關係¹

R0 (線性) 體制 0	R1 ($\Delta p_{t-7}^d \geq 0$) 體制 1	R2 ($\Delta p_{t-7}^d < 0$) 體制 2
$lp_{t-1}^r = 1.2466 + 0.8808lp_{t-1}^d$ [0.03] [0.00]	$lp_{t-1}^r = 1.8808 + 0.7239lp_{t-1}^d$ [0.00] [0.00]	$lp_{t-1}^r = -0.4808 + 1.2667lp_{t-1}^d$ [0.87] [0.08]
$lp_{t-1}^d = -1.0004 + 1.0375lp_{t-1}^r$ [0.30] [0.00]	$lp_{t-1}^d = -2.0380 + 1.2449lp_{t-1}^r$ [0.06] [0.00]	$lp_{t-1}^d = 0.8455 + 0.6848lp_{t-1}^r$ [0.72] [0.26]

資料來源：本研究估計。

註 1：[] 內為 p 值。

另一方面，若 7 個月前的產地價格變動是下跌時，養豬戶將減少豬隻的飼養，7 個月後能供給到市場的豬隻數量將會減少，結果導致產地價格上升，上漲的產地價格將會帶動零售價格的上漲，但由於豬隻的生長飼養期需 7 個月，短期之內豬隻的供給並無法增加，因此上漲的零售價格並無法帶動產地價格的上揚，結果我們看到在這一情況之下，產地價格改變領先零售價格的改變，但零售價格的改變卻無法帶動產地價格的改變；長期時，雖然產地價格仍舊領先零售價格，而此種關係的統計顯著水準並不是非常顯著約在 8%，但零售價格就沒有顯著領先產地的價格，由於兩種價格長期下的互動關係並不是很明顯，因此，當誤差偏離均衡時，調整回均衡水準的傾向就不顯著。

判別是否存在 APT 的兩個重要因素分別為零售價格調整的幅度與速度。當產地價格上漲時，零售價格上漲的幅度大於當產地價格下跌時，零售價格下

跌的幅度，此即 Peltzman (2000) 所定義正向 APT，反之，則為負向 APT。由我們第 13 頁零售方程式的估計結果看來，當產地價格上漲 1% 時，零售價格將會上漲 0.2221%，但若產地價格下跌 1% 時，零售價格將會向下修正 0.3122%。顯然就調整幅度的關係來看，本文的結果較符合負向 APT。若從反應的速度來看，正向 APT 定義為當產地價格上漲時，零售價格反映調漲的速度快過當產地價格下跌時，零售價格的調降速度，本文並無法比較是否存在速度調整的不對稱。另外，由於本文使用誤差修正模型，且估計的結果顯示零售價格方程式的誤差修正項在當 $\Delta p_{t-7} \geq 0$ 及 $\Delta p_{t-7} < 0$ 時也是存在不對稱的關係，亦即，當產地價格上漲時，誤差有調整回均衡的傾向，且調整回均衡的時間約 12 個月，但若產地價格下跌時，誤差項就沒有調整回均衡的傾向，由於 Peltzman (2000) 並未定義此種關係的 APT，因此我們並無法歸類此種誤差修正向的差異為正向或負向的 APT。總之，若從零售價格的調整幅度來看，本文的結果傾向發現我國豬肉市場存在一種負向的 APT。

至於在與過去對豬肉市場研究的結果比較方面，Boyd 與 Brorsen (1988) 使用 1974 年至 1981 年的週資料，採用差分的不對稱模型來探討美國豬肉市場是否存在 APT，他們的研究結果並未能發現美國豬肉市場存在 APT 的關係。Goodwin 與 Harper (2000) 使用門檻共整合 (threshold cointegration) 的概念來探討美國 1987 年 1 月至 1999 年 1 月 (週資料) 豬肉市場的 APT 關係，結果發現衝擊的傳遞只會由產地傳遞到躉售市場，再傳遞到零售市場的單方向因果關係，此一結果與先前文獻的發現一致。此外，他們的研究也發現某種程度的不對稱關係。雖然本研究的實證結果也是支持台灣豬肉市場價格傳遞存在一種不對稱的關係，但與先前研究最大不同之處在於，本研究發現台灣豬肉市場的價格傳遞過程會因為 7 期前的產地價格變動為正值或負值而有所不同；當 7 期前的產地價格變動若是正值時，產地價格改變與零售價格改變之間存在一種長期及短期均互為反饋的關係，且價格之間的誤差也傾向會向均衡調整，但若 7 期前的產地價格變動是負的時候，僅存在短期的產地價格改變領先零售價格的關係，此外，在此一情形下誤差並沒有向均衡調整的傾向。

VI、結論

由於台灣豬肉部門係由許多缺乏足夠訊息的小型或中型的個別養豬戶所組成，結果當豬肉零售價格上漲時，養豬戶通常會增加豬隻的生產，如同蛛網理論所預測的，當大量豬隻供給增加時，豬肉的價格將會大幅下跌，這樣的循環一直反覆發生在台灣豬肉市場內，也因此這樣的價格傳遞過程可能與過去文獻發現的由產地傳遞到零售價格的過程會有所不同。使用 1981 年 1 月到 2014 年 12 月，應用 Tsay (1998) 的多變量門檻迴歸模型，本研究探討在不同體制下產地及零售價格可能存在的 APT 關係。

在未使用 7 期前的產地價格 (Δp_{t-7}^d) 當成門檻變數時，全區間線性模型的結果顯示， Δp_t^d 及 Δp_t^r 之間出現顯著的互為反饋的關係，而存在負向及顯著的誤差修正項關係，意味著偏離均衡的價格有向均衡調整的傾向，一旦透過使用 Δp_{t-7}^d 當成門檻變數來考慮價格傳遞間的不對稱關係時，本研究更發現，當 $\Delta p_{t-7}^d \geq 0$ ， Δp_t^d 與 Δp_t^r 之間存在長期及短期的互為反饋之關係；亦即，過去的零售（產地）價格的改變是會影響當期的產地（零售）價格的改變，此外，其誤差也有向均衡調整的傾向，產地價格調整回均衡大約需要 7 個月（豬隻成長所需時間），而零售價格則需約 12 個月才能調整回均衡。但當 $\Delta p_{t-7}^d < 0$ 時， Δp_t^d 與 Δp_t^r 之間只存在短期的產地價格領先零售價格的單向 Granger 因果關係，且兩價格之間的誤差也沒有向均衡調整的傾向。

投稿日期：2016 年 05 月 18 日

接受日期：2016 年 10 月 05 日

附註

1. 如果在估計 APT 的模型未能納入具有共整合關係的誤差修正項時，將可能因為遺漏變數（誤差修正項），而得到偏誤的估計結果。
2. 我們在後面會介紹台灣的豬肉市場，並說明為何台灣豬肉市場的價格傳遞行為可能與目前文獻所探討對象有所不同。
3. Balke 與 Fomby (1997) 的方式先以假設遞延 d 期的誤差項（共整合關係）為門檻變數，之後利用格點搜尋方式找出最適門檻水準，接下來再利用第一階段估計出來的門檻水準，將資料分成不同體制之後，再來估計相關的迴歸模型。
4. 參考 von Cramon-Taubadel 與 Meyer (2004) 的附表 1。
5. 在這 34 篇關於農業／營養品的文獻中，有 5 篇有探討到豬肉市場的關係，這 5 篇文章分別是 Abdulai (2002)、Griffith 與 Piggott (1994)、Luoma、Luoto 與 Taipale (2004)、Miller 與 Hayenga (2001) 及 Punyawadee、Boyd 與 Faminow (1991)。
6. 參考 Frey 與 Manera (2007) 表 10～表 15。
7. 參考 Frey 與 Manera (2007) 的說明及定義。
8. 參考 Pesaran、Shin 與 Smith (2001) pp.289-290 之說明。
9. 由於由 ARDL 模型所推導出來的 ECM 包含當期變數，因而此種模型又稱未受限 ECM。而由 Engle 與 Granger (1987) 概念所發展出來的因僅含遞延變數，因此稱受限 ECM。我們將於下一節介紹最後用來估計的未受限 ECM。
10. 在 1997 年台灣發生 FMD 之後，台灣就被宣佈為 FMD 疫區，自此之後台灣的豬肉就被禁止輸出到日本，到目前 (2016 年 5 月) 為止，台灣仍舊未被排除為非疫區，因此我們假設 FMD 產生一種永久性的結構改變。
11. 產品價格傳遞的過程均是由最原始的產地端傳遞至最終的消費者端，因此討論 APT，早期的線性文獻是將產地價格 (p_t^d) 當成 independent，而將消費價格 (p_t^r) 當成 dependent，利用虛擬變數將產地價格又分成正變動及負變動後進行迴歸分析。近期使用非線性模型的研究則是使用前 1 期的產地價格當成門檻變數後，探討產地價格對消費者價格的影響 (Frey 與 Manera, 2007)。此外，APT 的定義為當產地價格上升時，消費者價格的反應幅度 (時間) 與當產地價格下降時，消費者價格的反應幅度 (時間) 會不同。因此，以前期的產地價格當成門檻變數應是符合文獻及 APT 定義的做法。
12. 兩體制的門檻迴歸模型除了最適門檻水準 (c^*) 外，還有三個遞延期數 m 、 q 及 d (m

及 q 分別代表體制 1 及 2 的落後期， d 代表門檻變數的遞延期數），理論上應該使用 grid search 的方式同時選擇最適的 m^* 、 q^* 、 d^* 及 c^* ，但這樣的做法相當複雜，文獻上的相關文獻也沒有人這樣做。通常估計門檻迴歸模型的方式就是採用分階段估計方式，首先，在線性模型的假設之下，先用 AIC 或 SBC 準則決定模型的最適落後期數，並假設 $m^* = q^*$ ，其次，過去多數文獻就逕自用 $d=1$ ，估計模型的最適門檻水準 $c^* = \arg \min_{c \in C} \hat{\sigma}^2(c)$ ，嚴謹一點的就同時估計最適門檻水準及遞延期數 $(c^*, d^*) = \arg \min_{c \in C, d \in D} \hat{\sigma}^2(c, d)$ （參考 Franses & van Dijk, 2000, pp. 77-88），而本文則是採用後者的作法。

13. 通常門檻變數的遞延期數不會長於模型的落後期數，換言之，如果模型的動態過程可以在 9 期內調整完成，由於門檻變數是造成模型存在非線性關係的背後因素，因此門檻變數的遞延期數理論上不應該大於 9 期，而這也就是為什麼本研究在選擇最適門檻變數的遞延期數時，將上限設在 9 期。過去文獻的做法通常將遞延期數設在 1 期，對年資料而言，1 期代表 1 年，但對月資料而言，1 期只代表 1 個月，而有些關係的非線性調整過程並無法於 1 個月內完成，因此使用統計方法尋找適合的遞延期數應該是較合理的做法，而這也是本文與先前文獻最大差異之一。由於模型的最適落後期數為 9 期，因此門檻變數遞延期數的選擇方式是令 $d=1, 2, \dots, 9$ 後，選取能讓雙變量模型的變異-共變異矩陣之對數行列數值最小的 d 為 d^* ，本研究發現 $d^*=7$ 。由於豬隻從仔豬到成豬，約需 6 至 7 個月，因此最適的門檻變數遞延期數為 7 期，正反映豬農的生產決策與成豬可販售時的價格有很大的關係。
14. 我們執行 H_0 ：線性對 H_1 ：非線性的檢定，檢定的卡方統計量（p 值）為 265.22（0.00），顯示非線性模型確實優於線性模型（此一檢定的自由度為 34，是非線性模型較線性模型多出的解釋變數的數目）。

參考文獻

- 王若愚、張呈徽、李仁耀、林啓淵，2015。「調配機制對毛豬價格波動性之影響」，『農業經濟叢刊』。20 卷，2 期，89-119。
- 行政院農業委員會，1981-2014。『台灣農產物價與成本統計月報』。台灣台北市：行政院農業委員會。
- 行政院農業委員會，1981-2014。『畜禽產品物價統計月報』。台灣台北市：行政院農業委員會。
- 李佳珍，2010。「台灣毛豬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。
- 李佳珍、黃柏農，2010。「台灣毛豬市場批發價格與交易量之非線性關係探討—雙變量門檻迴歸模型之研究」，『農業與經濟』。45 期，23-51。
- 李建強、張佩鈴、陳珮芬，2006。「台灣毛豬市場批發價格的非線性模型分析」，『農業經濟半年刊』。80 期，59-95。
- 陳仕偉、呂麗蓉，2007。「台灣毛豬市場價量因果關係之檢定」，『台灣經濟論衡』。5 卷，1 期，1-26。
- Abdulai, A., 2000. "Spatial Price Transmission and Asymmetry in the Ghanaian Maize Market," *Journal of Development Economics*. 63(2): 327-349.
- Abdulai, A., 2002. "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market," *Applied Economics*. 34(6): 679-687.
- Balke, N. S. and T. B. Fomby, 1997. "Threshold Cointegration," *International Economic Review*. 38(3): 627-645.
- Boyd, M. S. and B. W. Brorsen, 1988. "Price Asymmetry in the U.S. Pork Marketing Channel," *North Central Journal of Agricultural Economics*. 10(1): 103-109.
- Diks, C. and V. Panchenko, 2006. "A New Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing," *Journal of Economic Dynamics and Controls*. 30(9-10): 1647-1669.
- Enders, W. and C. W. J. Granger, 1998. "Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with

- an Example Using the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Business and Economic Statistics*. 16(3): 304-312.
- Enders, W. and P. L. Siklos, 2001. “Cointegration and Threshold Adjustment,” *Journal of Business and Economic Statistics*. 19(2): 166-167.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987. “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*. 55(2): 251-276.
- Franses, P. H. and D. van Dijk, 2000. *Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Frey, G. and M. Manera, 2007. “Econometric Models of Asymmetric Price Transmission,” *Journal of Economic Surveys*. 21(2): 349-415.
- Goodwin, B. K. and D. C. Harper, 2000. “Price Transmission, Threshold Behavior and Asymmetric Adjustment in the U.S. Pork Sector,” *Journal of Agricultural and Applied Economics*. 32(3): 543-553.
- Goodwin, B. K. and M. T. Holt, 1999. “Price Transmission and Asymmetric Adjustment in the US Beef Sector,” *American Journal of Agricultural Economics*. 81(3): 630-637.
- Goodwin, B. K. and N. E. Piggott, 2001. “Spatial Market Integration in the Presence of Threshold Effects,” *American Journal of Agricultural Economics*. 83(2): 302-317.
- Griffith, G. R. and N. E. Piggott, 1994. “Asymmetry in Beef, Lamb and Pork Farm-Retail Price Transmission in Australia,” *Agricultural Economics*. 10(3): 307-316.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones, 1994. “Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation,” *Journal of Finance*. 49(5): 1639-1664.
- Houck, J. P., 1977. “An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions,” *American Journal of Agricultural Economics*. 59(3): 570-572.
- Luoma, A., J. Luoto, and M. Taipale, 2004. “Threshold Cointegration and Asymmetric Price Transmission in Finnish Beef and Pork Markets,” Pellervo Economic Research Institute. Working Papers No. 70.
- Miller, D. J. and M. L. Hayenga, 2001. “Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the US Pork Market,” *American Journal of Agricultural Economics*. 83(3): 551-562.
- Peltzman, S., 2000. “Prices Rise Faster than They Fall,” *Journal of Political Economy*.

108(3): 466-502.

- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. J. Smith, 2001. "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*. 16(3): 289-326.
- Punyawadee, V., M. S. Boyd, and M. D. Faminow, 1991. "Testing for Asymmetric Pricing in the Alberta Pork Market," *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 39(3): 493-501.
- Tong, H., 1983. *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. Lecture notes in Statistics. New York, Springer Verlag.
- Tsay, R. S., 1998. "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models," *Journal of the American Statistical Association*. 93(443): 1188-1202.
- Von Cramon-Taubadel, S. and S. Fahlbusch, 1994. "Identifying Asymmetric Price Transmission with Error Correction Models." Paper presented at the Poster Session EAAE European Seminar in Reading. U.K.
- Von Cramon-Taubadel, S. and J. P. Loy, 1996. "Price Asymmetry in the International Wheat Market: Comment," *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 44(3): 311-317.
- Von Cramon-Taubadel, S., 1996. "An Investigation of Non-Linearity in Error Correction Representations of Agricultural Price Transmission." Paper presented at Contributed Paper, VIII Congress of the European Association of Agricultural Economics. Scotland: Edinburgh, September 7.
- Von Cramon-Taubadel, S., 1998. "Estimating Asymmetric Price Transmission with the Error Correction Representation: An Application to the German Pork Market," *European Review of Agricultural Economics*. 25(1): 1-18.
- Von Cramon-Taubadel, S. and J. Meyer, 2004. "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *Journal of Agricultural Economics*. 55(3): 581-611.
- Ward, R. W., 1982. "Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Prices for Fresh Vegetables," *American Journal of Agricultural Economics*. 64(2): 205-212.
- Wolffram, R., 1971. "Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approach; Some Critical Notes," *American Journal of Agricultural Economics*. 53(2): 356-359.

A Threshold Cointegration Test on Asymmetric Price Transmission in the Taiwan Pork Market

Bwo-Nung Huang* and Jia-Jan Lee**

Employing monthly data from January 1981 through December 2014 and applying Tsay's (1998) multivariate threshold model, this paper investigates if there exists an asymmetric relationship between producer price change and retail price change using 7th period ahead producer price change as a threshold variable. It is found that there exist a significant feedback relationship between producer and retail price if one does not take asymmetry into consideration. In addition, the error correction terms in both producer price change and retail price change equations are negatively significant. Under asymmetric model this study found that if the 7th period ahead producer price was increased, then a short-and long-term feedback relationship exists between the producer price change and the retail price change. It implied that the previous retail (producer) price change can be predicted the current producer (retail) price change. Moreover, the error correction term showed a tendency toward the equilibrium in the long run. However, if the 7th period ahead producer price was decreased, then there exists only a short-term Granger causality running from producer price to retail price. Moreover, the error correction terms showed no sign to adjust toward the long-term equilibrium.

Keywords: *Threshold Cointegration, Error Correction, Asymmetric Price Transmission*

* Professor, Department of Economics, National Chung Cheng University Industrial development and forecast research center, National Chung Cheng University.

** Corresponding author, Associate professor, Department of Applied Economics, National Chiayi University. The authors appreciate two anonymous referees and editors for their valuable comments. Email: ley@mail.ncyu.edu.tw.