

台灣毛豬市場不對稱價格傳遞關係之研究

李佳珍*

本研究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 M-TAR）模型，在納入可能的結構改變點之後，來檢定 1981 年 1 月至 2006 年 12 月間，台灣毛豬市場的零售價格變動與產地價格變動之間的傳遞過程是否會存在一種不對稱關係。

實證結果發現，產地價格符合一種 I(0) 過程，而零售價格在考慮結構改變（1997 年 5 月一口蹄疫事件）之後，也符合一種 I(0) 過程。至於是否存在不對稱的調整過程，本研究僅在均衡水準不為 0（採用最適門檻水準）的 M-TAR 模型中，發現存在不對稱的調整過程；而在其他模型之下並沒有發現不對稱的關係，因此我們認為台灣毛豬市場的價格傳遞過程中並不存在不對稱的關係。最後，本文也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，均具有雙向反饋的關係，顯示兩市場價格變動之間存在一種短期互為反饋的關係。

關鍵詞：毛豬市場、不對稱性、價格傳遞、門檻自我迴歸、動量門檻自我迴歸模型

* 國立嘉義大學應用經濟學系講師。

作者要感謝國立中正大學國際經濟研究所黃柏農教授及兩位匿名審查人提供諸多寶貴意見，特此致謝。文中若有疏失之處，悉由作者負全責。

農業經濟叢刊（Taiwanese Agricultural Economic Review），16:1（2010），1-32。
臺灣農村經濟學會出版

I、前言

毛豬產業在台灣農業生產中一直扮演舉足輕重的角色，依據 1997 年農業統計年報指出，1986 年台灣毛豬產值高達新台幣 400 億元，生產總值也在逐年增加，至 1996 年已達 886 億元，約佔農畜產品總值 27.51%，更佔畜產值的 59.34%，且在 1986 年首次超越稻米而成爲農畜產品中產值最高之單項產品。另隨著國人所得的提高及消費型態的改變，消費者對傳統米食需求的減少，而肉類、蔬菜等副食品消費的增加，豬肉已成爲國人日常消費飲食重要的一環。目前，毛豬產業不僅可以充份滿足台灣之消費需求，尚可外銷至國外，對農民收入提升不少。然而毛豬生產卻需要一段飼養期，因此在經過飼養期間後，毛豬生產對於價格反應有時間落遲的現象。又因飼養技術進步，也會影響到對於價格反應的落遲期長短（朱宗亮，1985）。此外，其生產也會受到季節性變動（例如：農曆春節時，消費者對於豬肉需求增加，價格較高；節慶過後，市場需求減少及價格下降）的影響，造成毛豬價格的波動。而且，毛豬也會因一些自然因素或市場訊息不完全，而無法立即調整供給量，致使毛豬價格與供給量間存在著循環變動，早期台灣毛豬在 1976 至 1985 年間平均交易價格之循環週期約爲 4 年；1986 至 1997 年循環週期則縮短爲 2 至 3 年，主要是因許多養豬業者趨向企業化經營，對市場價格變化反應較以往靈敏，但此過度反應也可能會加速價格波動幅度之擴大（張世明，1999）。而毛豬既是台灣相當重要的一項農產品，從事相關產業及週邊相關的人口有數十萬人。故毛豬價格的變動，不僅會造成經濟上的問題，也可能引發更大的失業問題。

有鑑於毛豬價格的高低及穩定與否，對於養豬業者之所得及廣大消費者之支出影響甚劇，因此，如何有效掌握毛豬價格波動的特性，及避免毛豬市場價格過度變動，將成爲本文重要的研究議題。

自 1997 年初，台灣爆發口蹄疫事件，台灣正式被列為口蹄疫疫區，頓使市場產銷失衡，甚至毛豬價格慘跌，造成台灣養豬業者受到相當的衝擊。且又因台灣為因應國際貿易自由化，也於 2002 年正式加入世界貿易組織，於此市場開放之際，台灣豬肉市場面臨進口豬肉的競爭，而造成台灣毛豬產業市場結構的改變。綜觀台灣歷年豬價走勢，不難發現當中似乎存在一種循環現象，亦即因某些因素導致豬價下滑之後，約 2 至 3 年又會回到高點，之後又再歷經 2 至 3 年後又再度回到低點。當產地價格調升或調降時，毛豬市場的零售價格雖然會同步調整，但調整的速度在價格上漲或下跌時，是否會有所不同？換言之，二者之間的傳遞過程是否存在一種不對稱（非線性）的關係是本研究想要探討的主題。又類似口蹄疫這種重大結構改變事件，對價格行為又有何影響，也是本研究所想要探討的主題。

由於毛豬由產地配送到消費者手上之間需要一些中間人，中間人因此會善用他們的市場力量，結果可能使得價格的變動由產地傳遞到零售市場的過程中產生一種不對稱的關係。當產地價格因一些因素（如成本）而上升時，中間人傾向利用他們的市場力量更進一步提升零售價格；但在產地價格下降時，基於自我利益，中間人並不會立即且充份反應產地價格的下跌，而是存在一種價格下跌的僵固性。顯然若中間人運作市場力量，結果將使得價格在傳遞的過程中會產生一種不對稱的關係（註 1）。

先前國內探討毛豬市場價格的相關文獻也頗多，例如：朱宗亮（1985）利用動態模型分析台灣毛豬之供給與需求。彭作奎（1984）利用時間序列與結構計量模型分析台灣的毛豬市場。陳慧秋與陳宗玄（1994）利用共整合方法探討台灣毛豬批發價格是否具長期均衡關係。黃琮琪（1995）利用共整合模型來估計台灣豬肉出口到日本市場的動態行為。楊政學（1996，1997）利用近似理想需求體系（Almost Ideal Demand System，以下簡稱 AIDS）連結畜禽動態供給部門，且應用聯合產品理論，來劃分部位豬肉產品市場，建構

毛豬供需計量模型，以探討毛豬供需結構變動與產銷價格形成之因果關係。林啓淵與許玉鳳（1997）利用兩階段最小平方法（Two-Stage Least Square，以下簡稱 2SLS）估計毛豬產業等供需模型。張世明（1999）以自我迴歸條件異質變異（Autoregressive Conditional Heteroskedasticity，以下簡稱 ARCH）模型，探討台灣地區豬價及其主要肉品價格。吳榮杰等（2002）利用共整合（Cointegration）及誤差修正模型（Error Correction Model，以下簡稱 ECM），分析國內與國際畜禽產品市場價格長期間之關係。李建強等（2006）利用非線性模型，即平滑轉換自我迴歸模型（Smooth Transition Autoregressive，以下簡稱 STAR）探討台灣地區毛豬批發價格變化。然而在國內以毛豬市場為研究對象，探討產地價格與零售價格之間的動態傳遞關係之文獻則付之闕如。

國外文獻對於驗證生產者與零售價格之間的傳遞關係，近年來已獲得廣泛的檢驗，例如 Goodwin 與 Schroeder（1991）利用共整合與空間價格關聯，探討美國局部地區屠宰公牛市場價格的長期均衡關係。Kesavan *et al.*（1992）以誤差修正模型及 GARCH 模型，探討農場-零售家畜價格間的動態關係與價格波動。Goodwin 與 Harper（2000）利用 Balke 與 Fomby（1997）所提的門檻誤差修正模型，探討美國豬肉市場價格傳遞及不對稱調整間關係。結果發現傳遞過程為一種不對稱關係且價格傳遞的方向訊息是單向的，即從農場到批發到零售市場，且價格訊息也沒有出現相反的方向，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。Miller 與 Hayenga（2001）利用 Engle 所提出的波段光譜迴歸（Band Spectrum Regression），探討美國毛豬的產地——批發——零售市場間價格傳遞與價格循環波動之現象。Vollrath 與 Hallahan（2006）以單一價格法則（Law of One Price，以下簡稱 LOP）及向量自我迴歸模型（Vector Autoregressive，以下簡稱 VAR）模型，探討美國與加拿大肉類與家畜市場價格傳遞的整合效果。Abdulai（2002）利用 Enders 與 Granger（1998）所提出的門檻自我迴歸（TAR）及

動量門檻自我迴歸模型 (M-TAR)，探討瑞士豬肉市場之產地與零售價格傳遞間的非線性共整合關係。von Cramon-Taubadel (1996) 使用 Tong (1983) 的門檻分析來探討空間價格傳遞可能存在非線性關係。von Cramon-Taubadel (1998) 更發現德國農場柵欄價格與豬隻零售價格之間具有非線性的門檻效果。而 Chen 與 Lee (2008) 則是使用 Band-TAR 模型來探討台灣不同地區的豬肉躉售價格之間是否存在非線性的調整過程。

由上述文獻可知，先前國內學者雖然有使用非線性模型來探討國內毛豬的價格關係，但相關研究僅止於探討不同地區同一價格的非線性關係，卻缺少探討毛豬市場產地與零售價格之傳遞是否存在不對稱關係，且也未考慮重大結構改變事件如口蹄疫事件是否會對價格行為造成影響的研究。即使有少數學者探討毛豬批發價格之共整合關係，也僅以單一市場為分析對象，而未探討其短期互動關係。但國外文獻已開始利用門檻自我迴歸及動量門檻自我迴歸模型，來探討豬肉市場間價格傳遞之不對稱的非線性關係。因此，本文利用 Enders 與 Siklos (2001) 的門檻自我迴歸及動量門檻自我迴歸模型，來探討台灣毛豬市場產地與零售價格之傳遞是否存在一種不對稱調整過程，且進一步考慮重大事件如口蹄疫造成結構改變後，對於產地與零售市場在價格傳遞過程中所扮演的角色。最後，我們也經常可以觀察到當豬肉的零售價格上漲時，養豬戶就會一窩蜂去增加豬隻的飼養，結果當小豬變成成豬而供應到市場時，將造成豬肉供給過剩，結果形成豬肉價格下跌；另一方面，當豬隻飼養成本上升（下降）時，成本上升（下降）也應該會反應給零售商，因此在豬肉市場的產地價格與零售價格之間可能存在某種的互動關係。到底在我國的豬肉市場中價格之間存在何種的短期互動關係且價格如何來傳遞以及傳遞的時間有多長，也是本研究將予以探討的主題之一。

本文結構如下，第一節為前言，第二節說明台灣毛豬市場價格變化之情形，第三節為研究方法，第四節為資料來源與資料處理，第五節實證結果分析，最後為本文的結論。

II、台灣毛豬市場價格變化之情形

毛豬是台灣重要的畜牧事業，其產值佔畜禽產值的比例，曾經在 1987 年達到最高點 62.33%，隨後稍降，至 1995 年比例再創新高，為 63.10%。然而自 1997 年口蹄疫事件後，比例隨之下降至 40% 左右，爾後逐年再遞增至 2003 年 54.41%，每年以 0.085% 的比例增加（農業統計年報，1987-2004）。另就消費者而言，豬肉亦為台灣消費者主要肉類來源之一，故知毛豬及豬肉價格波動，將會直接影響農民所得，間接也會影響消費者之購買能力。圖 1 至圖 5 是歷年來台灣毛豬各市場（產地、批發及零售）交易價格變動的情形，由圖中可以看出毛豬交易價格呈現明顯的季節與循環波動現象。

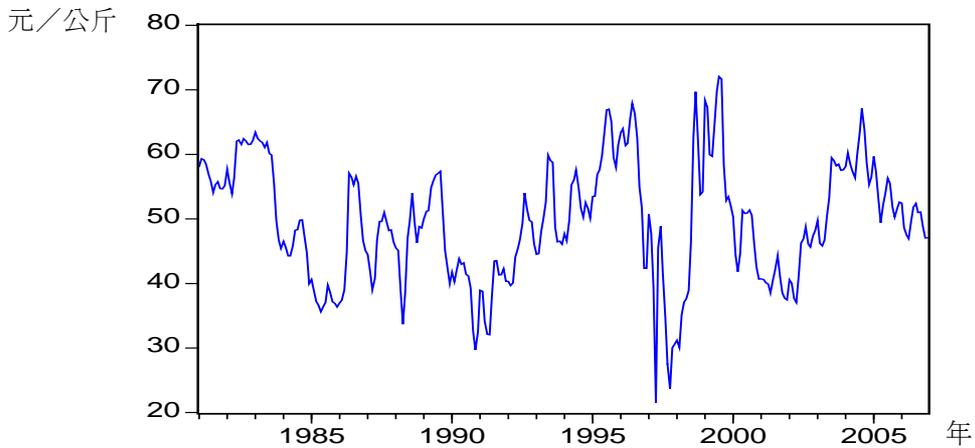


圖 1 台灣毛豬產地價格之時間序列

資料來源：台灣農產物價與成本統計月報（1981-2003）及畜禽產品物價統計月報（2004-2006），本研究整理。

圖 1 為台灣毛豬產地價格的時間序列圖，可看出 1981 年台灣毛豬交易價格達到高峰，主要是因從 1981 年以後，台灣豬肉出口才正式進入起飛階段，之後因 1988 年與 1989 年豬肉被檢出含有磺胺劑，而使出口受到衝擊，

進而影響到產地價格（黃琮琪，1995）。此外，也可看出 1985 年至 1986 年產地交易價格曾出現低價，而有較大的波動，主要是因為台灣養豬業者之經營型態轉變，使得產地交易價格之循環週期波動，產生不一致的現象；1985 年以前，毛豬產地交易價格之循環週期約為 4 年；1986 年以後，縮短為 2 至 3 年，主要是因養豬經營型態趨向企業化經營，對市場價格變化之反應較以往靈敏，此種過度反應也可能會加速價格波動幅度之擴大（張世明，1999）。另外，1991 年因養豬頭數日益擴大，造成環境污染，普遍引起社會大眾的關注，為徹底解決養豬污染的問題，行政院農業委員會遂於該年 6 月提出「養豬政策調整方案」，養豬業受到環保意識抬頭之衝擊，造成豬價又波動。之後至 1997 年爆發口蹄疫事件，終使毛豬產地交易價格跌至歷年來最低點，對毛豬造成極大之衝擊。然後又隨著一些外在環境因素（禽流感、飼料上漲）改變，造成台灣毛豬市場重整，使豬價呈現先跌後漲，進而上升達到先前的水準（李建強，2006）。爾後 2002 年台灣又因加入 WTO，在豬肉市場開放下，台灣豬肉市場面臨進口豬肉的競爭，進而影響到台灣豬肉價格，引發產地價格也受到衝擊，產地價格又產生波動。之後，到 2005 年台灣毛豬又面臨豬肉全面開放進口，台灣毛豬產地價格又產生波動。經由圖 1 毛豬產地價格之時間序列圖與政府之毛豬產銷政策發展過程（見表 1）及毛豬貿易政策發展過程（見表 2）是有極大的關聯，每當台灣豬價出現低靡時，政府為穩定豬價均會採行促進外銷與分離供給的政策與措施來因應，以提高毛豬之競爭力。此外，由這些政策更可看出台灣毛豬產業在口蹄疫發生以前，是在較具保護環境下發展的，然而面對長期貿易政策保護下，未來面對開放肉品進口時，台灣毛豬產業在價格上將缺乏競爭力，對養豬業者生存將構成威脅。

圖 2 為台灣毛豬批發價格的時間序列圖，可看出其價格走勢波動與結構轉換位置點，幾乎與產地交易價格呈現相同走勢。

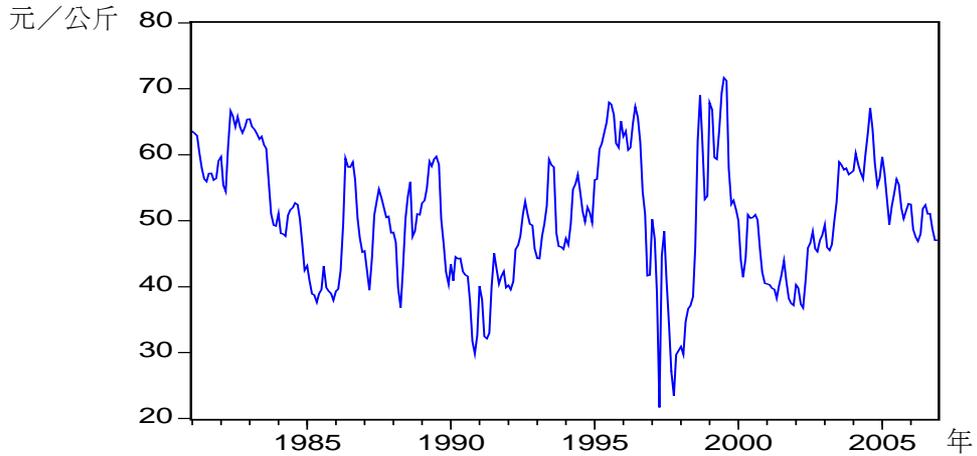


圖 2 台灣毛豬批發價格之時間序列

資料來源：台灣地區農產品批發市場年報（1981-2006），本研究整理。

圖 3、圖 4 及圖 5 分別代表極大化、極小化及林啓淵與許玉鳳（1997）引用豬肉部位肉分切規格與重量為權數下，計算出豬肉加權平均零售價格的時間序列圖（註 2），明顯看出，三種標準計算下，豬肉零售價格之波動與走勢，與產地或批發價格，也呈一致波動現象。

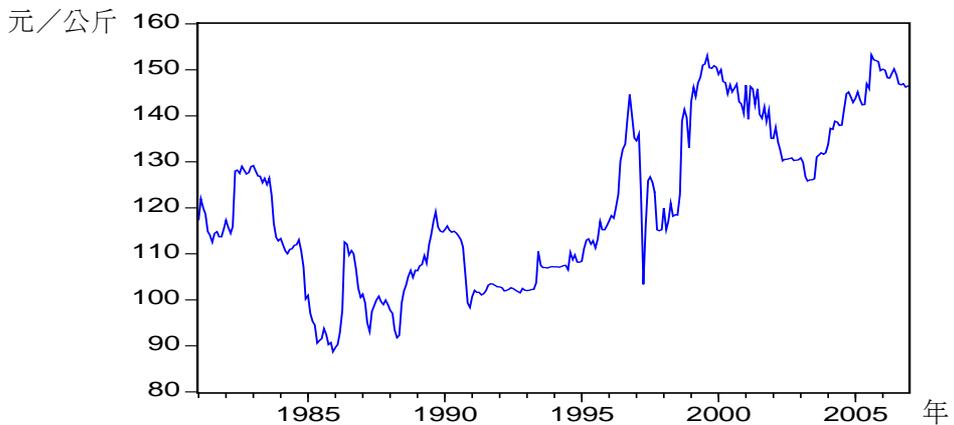


圖 3 台灣極大化豬肉加權平均零售價格時間序列

資料來源：本研究。

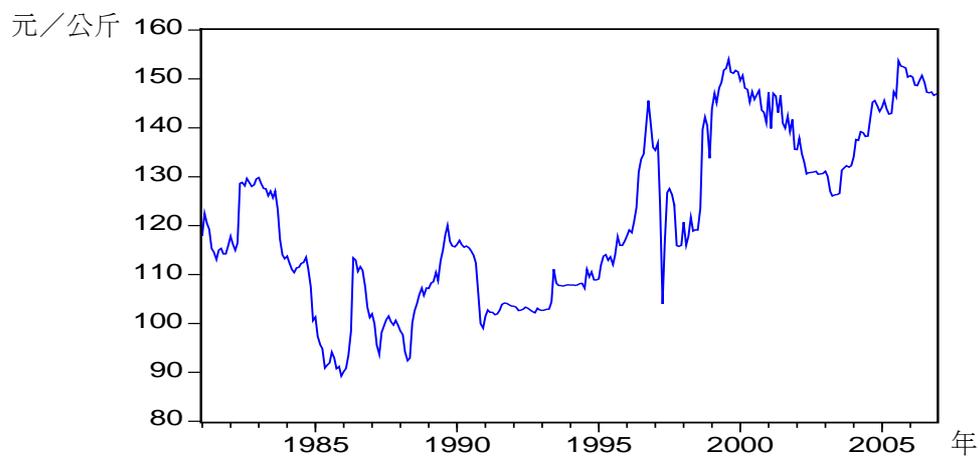


圖 4 台灣極小化豬肉加權平均零售價格時間序列

資料來源：本研究。

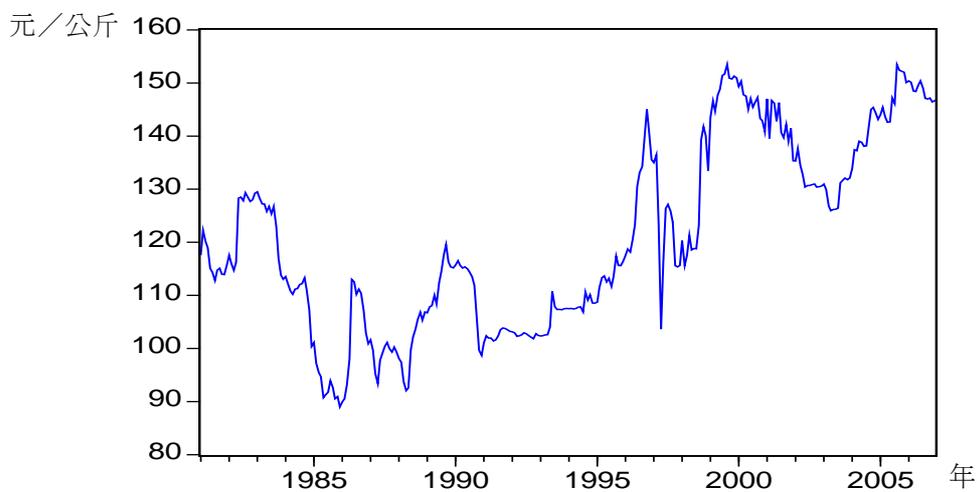


圖 5 台灣豬肉加權平均零售價格時間序列

資料來源：林啓淵與許玉鳳（1997），本研究整理。

表 1 台灣毛豬產銷政策發展過程

年別	政 策 或 措 施
1963	推行「綜合性改良養豬計畫」。
1968	試辦「農牧綜合經營養豬示範計劃」，豬肉外銷採出口限額制度。
1972	創設「農漁牧綜合經營養豬專業區」，物價督導會報議定每月之核准出口頭數。
1975	成立「農會毛豬共同運銷互助金」。
1976	實施「加強辦理毛豬共同運銷契約」，辦理肉豬電動拍賣作業。
1977	成立「毛豬產銷連鎖安定基金」配合辦理契約產銷計劃。
1979	頒訂「毛豬產銷調節方案」，成立「毛豬產銷調節基金」。
1980	建立種豬供應體系。
1981	修訂「大養豬戶管理辦法」。
1982	將「農會毛豬共同運銷互助金」及「毛豬產銷連鎖安定金」合併成「臺灣省各級農會毛豬產銷互助基金」；「農產運銷改進方案」中毛豬共同運銷及豬隻契約產銷為重要措施；「提高農民所得方案」，以預算支助產銷互助基金。 丹麥豬發生口蹄疫，間接促成國內養豬事業前所未有的景氣。
1984	設立國家核心種豬場。
1987	廢除屠宰稅。
1990	飼料配方採臺灣氣候之飼料標準。
1991	研擬「養豬政策調整方案」。
1992	實施「農業綜合調整方案」，執行「養豬政策調整方案」，運用農業發展基金等長期低利貸款，改善污染之措施，建立肉豬殘留磺胺劑逆行追蹤體系。
1998	養豬戶離牧補償標準。
1999	豬瘟及口蹄疫撲滅方案。
2000	強化屠宰衛生及肉品檢查制度，加強宣導「屠宰衛生檢查合格標誌」。

資料來源：楊政學（1996）及本研究整理。

表 2 台灣毛豬貿易政策發展過程

年／月	政 策 或 事 件
1960 年以前	豬肉生產以供應國內需求為考量。
1960-1970	受限於日本「輸入配額」制度，加上我國工業技術尚在萌芽，因而出口數量很少。
1971/10	日本將原先之「輸入配額」制度，改為「機動進口稅捐」制度，是為自由出口階段之開始。
1972/4	物價督導會報議定每月之核准出口頭數；政府取消冷凍豬肉出口頭數的限量政策。
1979/6	國內豬價節節下跌，產銷嚴重失衡，政府採多項出口措施配合。
1980/05	通過「毛豬產銷調節方案」，其中對外銷冷凍、冷藏豬肉，改採自由出口的方式，而外銷冷凍、冷藏豬肉之原料毛豬來源也不設限。
1981/12	修訂「大養豬戶管理辦法」確立五千頭以上大養豬戶以外銷為原則。
1982/03	丹麥發生口蹄疫，日本宣佈禁止其豬肉進口。
1983/01	丹麥再度發生口蹄疫。
1985/4	日本降低進口關稅。
1986	日圓相對升值；荷蘭發生非洲豬瘟疫病。
1987/06	日本宣佈加強檢驗豬肉藥物殘留量。
1988/03	我國輸日豬肉含磺胺劑，致使出口受阻。
1990/10	輸日豬肉在度發生磺胺劑殘留過高的問題。
1991	因日本國內豬肉減產，帶動我國輸日肉創歷年新高。
1992/06	日本解除荷蘭疫區進口限制。
1996/03	臺灣發生口蹄疫病，國內豬肉全面禁止出口。
1998/03	臺灣與美國正式簽署協議，我國同意美國豬腹脊肉、雜碎以頭期款方式進口。
1999/07	我國開放全球配額給其他國家。
2002	加入世界貿易組織。
2005/01	豬肉全面開放進口。

資料來源：楊政學（1996）及本研究整理。

III、研究方法

爲了探討產地價格傳遞到零售價格之過程是否存在不對稱的非線性關係，本研究使用 Enders 與 Silkos (2001) 所提出的門檻自我迴歸 (TAR) 及動量門檻自我迴歸模型 (M-TAR)。Enders 與 Silkos (2001) 用來探討不對稱調整過程的門檻自我迴歸 (TAR) 模型可表示如下：

$$\Delta\mu_t = I_t\rho_1\mu_{t-1} + (1-I_t)\rho_2\mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i\Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

此處， μ_t 表示產地價格(x_t)與零售價格(y_t)之間的均衡關係(誤差修正項)，亦即

$$\mu_t = y_t - \theta_0 - \theta_1x_t \quad (2)$$

而 I_t 爲一種指標變數 (Indicator Variable)， I_t 的關係如下：

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{如果 } \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (3)$$

由式(3)知，當 μ_{t-1} 大於或等於某一門檻水準 τ 時，調整係數爲 ρ_1 ，調整幅度爲 $\rho_1\mu_{t-1}$ ；反之，當 μ_{t-1} 小於某一門檻水準 τ 時，調整係數爲 ρ_2 ，調整幅度爲 $\rho_2\mu_{t-1}$ 。 $\Delta\mu_{t-i}$ ($i=1, \dots, p$) 是用來修正 μ_t 可能存在序列相關的修正項，最後 ε_t 爲滿足白噪音之隨機項。由於形成非線性關係的真實特性未知，Enders 與 Siklos (2001) 進一步假設 μ_{t-1} 的改變(亦即 $\Delta\mu_{t-1}$) 也可能是一種形成不對稱非線性調整過程的因素，此時不對稱 TAR 模型成爲一種 M-TAR 的模型關係如下式：

$$\Delta\mu_t = M_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta\mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \Delta\mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{如果 } \Delta\mu_{t-1} < \tau \end{cases}$$

Petrucelli 與 Woolford (1984) 證明確保在任何值下 $\{\mu_t\}$ 為定態的充份且必要條件為 $\rho_1 < 0$, $\rho_2 < 0$ 且 $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ 。由於式(3)及式(4)只是利用不同方式來指出 $\{\mu_t\}$ 的可能不對稱關係, 因此在這二種模型之下的 $\{\mu_t\}$ 是否符合定態的條件仍應以 Petrucelli 與 Woolford (1984) 的條件來規範。Tong (1983) 指出當 $\{\mu_t\}$ 為定態序列, 且門檻為已知時, 以最小平方法所估計得到的 ρ_1 及 ρ_2 符合一種漸進多元常態分配的關係。換言之, 式(3)及式(4)要能使用 OLS 來估計的先決條件就是 μ_t 是符合一種定態過程 (I(0))。有二種情形將使得 μ_t 符合一種 I(0) 的過程: (a) y_t 及 x_t 本身就是一種 I(0) 的過程, (b) y_t 及 x_t 均為一種 I(1) 過程, 但二者的線性組合滿足 Engle 與 Granger 的共整關係。Enders 與 Siklos (2001) 主要是立基於(b)關係之下來探討門檻共整合的關係。在 y_t 及 x_t 可能是 I(1) 的情形之下, 他們建議一種類似 F 檢定的 Φ 檢定來檢定 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ 是否成立。如果統計檢定無法棄卻 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$, 由式 (1) 得知此時 $\Delta\mu_t = \varepsilon_t$ 或 $\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$, 換言之, y_t 與 x_t 的均衡關係 (誤差為修正項) 為一種 I(1) (沒有共整合) 的關係。其實在估計式 (1) 或式 (4) 時, 若已知 y_t 及 x_t 滿足 I(1) 的過程, 估計式 (3) 時, 可先利用檢定 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ 是否成立來判定 y_t 與 x_t 之間是否存在共整合關係。若 y_t 與 x_t 之間存在共整合關係, 接下來則可進行不對稱關係的檢定 ($H_0: \rho_1 = \rho_2$)。而如果 y_t 與 x_t 已確定是一種 I(0) 過程時, 則不需進行共整合檢定, 而可直接進行不對稱關係的檢定。

由於式 (1) 及式 (4) 均屬一種 Tong (1983) 所提出的門檻迴歸, 只是式 (1) 的門檻變數為 μ_{t-1} 而式 (4) 的門檻變數為 $\Delta\mu_{t-1}$ 。根據 Enders 與 Siklos

(2001) 無論是 TAR 或 M-TAR 的模型均可假設最適門檻水準 $\tau = 0$ 或 $\tau = \tau^*$ ，此處 τ^* 是經由格點搜尋所找到的最適門檻水準。由於 μ_t 表示的是一種變數間的均衡（或誤差修正）的關係，因此 $\tau^* = 0$ 表示變數間均衡關係為 0，而當 $\tau^* \neq 0$ 時，則表示變數間的均衡關係為某一常數。若需要估計最適門檻水準 τ^* 時，可先將資料依門檻變數（ μ_{t-1} 或 $\Delta\mu_{t-1}$ ）由小到大排序之後，取資料第 15% 位置的 μ_{t-1} 或 $\Delta\mu_{t-1}$ 的位置當成格點搜尋之下限（ $\underline{\tau}$ ），而以 85% 的 μ_{t-1} 或 $\Delta\mu_{t-1}$ 的值當成門檻搜尋之上限（ $\bar{\tau}$ ），而格點搜尋的格子數目（n）則由介於 $[\underline{\tau}, \bar{\tau}]$ 之間的觀測值數目來決定。而最適門檻水準則是在估計 n 條式 (1) 或式 (4) 後，取能讓式 (1) 或式 (4) 殘差變異最小時的 τ 值。亦即

$$\tau^* = \arg \min_{\tau \in [\underline{\tau}, \bar{\tau}]} \sigma(\tau) \quad (5)$$

此處 $\sigma(\tau)$ 表示在門檻水準為 τ 時，式 (1) 或式 (4) 的殘差變異。

而為了探討我國豬肉市場中產地價格與零售價格的短期互動關係，並將可能的不對稱（非線性）傳遞關係納入考慮，我們建立下列的考慮不對稱關係後的誤差修正模型：

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= I_t \rho_{21} \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_{22} \mu_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_{1k} \Delta x_{t-k} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta y_{t-j} + v_y \\ \Delta x_t &= I_t \rho_{11} \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_{12} \mu_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_{2k} \Delta x_{t-k} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \Delta y_{t-j} + v_x \end{aligned} \quad (6)$$

此處 α_{1k} ， α_{2k} ， β_{1j} ， β_{2j} ($k=j=1, \dots, p$) 為差分落後項的係數， Δx_t 及 Δy_t 分別代表產地價格的變動及零售價格的變動。 ρ_{i1} 及 ρ_{i2} ($i=1, 2$) 分別代表正及負誤差修正項的調整速度， v_x 及 v_y 為滿足白噪音之隨機誤差項。若研究發現資料存在對稱的關係時，式 (6) 的誤差修正項成為傳統的誤差修正關係，亦即 $I_t \rho_{11} \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_{12} \mu_{t-1}$ 成為 $\rho_1 \mu_{t-1}$ 而 $I_t \rho_{21} \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_{22} \mu_{t-1}$ 成為

$\rho_2\mu_{t-1}$ (註 3)。而檢定短期的產地價格變動沒有 Granger Cause (\rightarrow) 零售價格的變動則是透過檢定 $H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2p} = 0$ ($\Delta x_{t-k} \nrightarrow \Delta y_t$)，而若要檢定短期零售價格的變動沒有 Granger cause 產地價格變動則是檢定 $H_0: \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1p} = 0$ ($\Delta y_{t-j} \nrightarrow \Delta x_t$)。

IV、資料來源與資料處理

在研究期間上，主要因台灣毛豬從 1981 年之後，開始大量出口至日本市場，成為帶動台灣養豬農民收入的重要來源之一，且飼養方式也逐漸朝向企業化經營，又因台灣家畜消費者物價指數是從 1981 年開始建立，所以本文實證期間取自 1981 年 1 月至 2006 年 12 月止。毛豬產地價格與豬肉零售價格由《台灣農產物價與成本統計月報》及《畜禽產品物價統計月報》獲得。而批發價格則取自《台灣地區農產品批發市場年報》。

因台灣毛豬生產結構改變，使毛豬生產地區的分佈更為集中。以 1991 年為例，毛豬生產最多的是屏東縣，占總產量的 21.0%，其次是台南縣，占 16.1%，再其次是雲林縣和高雄縣，分別占 15.1% 和 12.5%，由此分佈可知，北部地區所需的毛豬必須不斷的由中、南部供應，形成明顯的南豬北運之運銷型態（許應哲、黃萬傳，1995）。由於臺灣地區毛豬的一般飼養戶或大企業養豬場之運銷通路，其中約有 57.7% 是透過參加農會與合作社（場）所辦理的共同運銷，直接進入肉品市場拍賣。另外，約有 30.8% 直接選擇送交肉品市場拍賣，兩者之間高達 88.5% 的毛豬是經由肉品市場拍賣，其餘少部份約 8.9%，才由飼養戶直接送至一般民營屠宰場，1.9% 直接送至冷凍肉品加工廠，0.4% 自行屠宰。毛豬在市場經過拍賣後，約有 51.6% 經由肉品市場附設的屠宰場屠宰，其後大部份轉手至傳統市場的零售商，以溫體豬肉賣給消費者，少部份由批發商取得貨源以供應各種末端需求。目前臺灣毛豬之通路比重仍以零售商（含零批商）所占之通路比重最高約有 70.4%，其中

50.2%是透過傳統市場賣給一般消費者，10.6%是轉賣給二次加工場，9.6%是賣給大消費戶，足見台灣地區毛豬市場之運銷通路與一般產品的運銷通路是不同的。茲將現階段毛豬及豬肉之運銷流通過程呈現於圖 6（許應哲、黃萬傳，1995）。另從產地與批發價格原始資料，也可看出兩數列之數據相差無幾，資料頗為接近。因此，本文僅以產地與零售價格作為研究對象。

由於毛豬屠宰後，豬肉可以區分為許多部位肉，如里肌肉、前後腿肉、中肉、排骨、前後腳及內臟等，因此，在研究零售價格時，先必需將資料以加權方式來處理。過去有些作者僅以零售價格之中肉價格來代表零售價格後進行分析（詹滿色，2002），林啓淵與許玉鳳（1997）以豬聯社 1990 年 7 月 17 日至 7 月 19 日資料，雖然也是以加權平均方式計算出零售價格，但林啓淵、許玉鳳的加權過程並不完整。為了讓未來從事類似研究的學者有一個較完整的零售價格資料，本文依台灣肉品基金會發行「肉豬屠體部位肉分切規格手冊（1992）」中之豬肉各部位肉重量，計算各部位肉重量占總重量之比例為權數後，計算出豬肉的零售價格，由於手冊內提供部位肉之最大及最小重量值，因此我們以此資料分別計算出採最小及最大重量時的權數，並據以計算出二種不同的零售價格。結果如表 3。

另外，進一步整理林啓淵與許玉鳳（1997）所引用部位肉之重量視為權數，再重新估算豬肉之加權平均零售價格。將其部位肉分切規格之重量，列於表 4。計算結果，不管以極大化、極小化部位肉之重量或採林啓淵與許玉鳳（1997）所引用部位肉之重量視為權數，所分別計算出三者之加權平均的零售價格，其變化趨勢呈現一致之結果。因此建議往後研究者，在引用豬肉加權平均零售價格資料研究時，僅取上述任何一種方式運算即可。

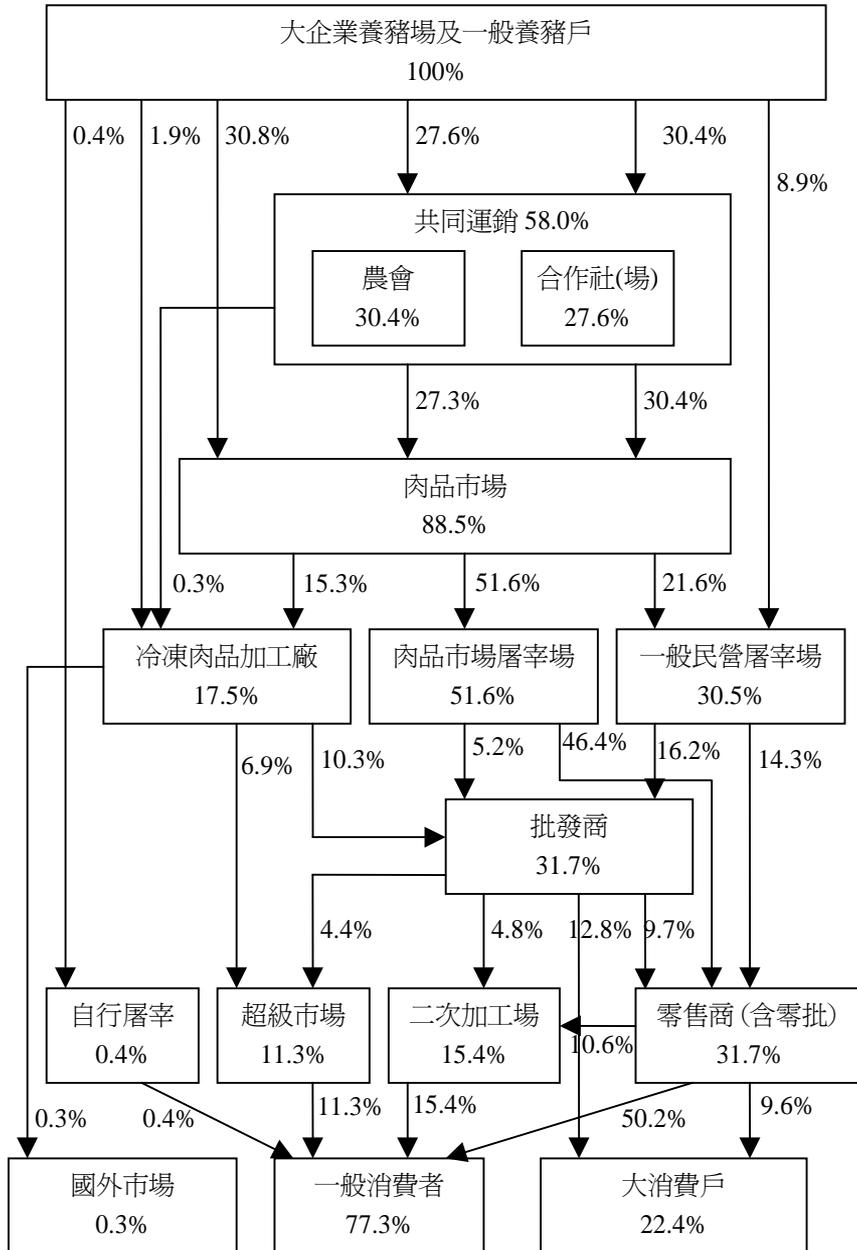


圖 6 現階段台灣地區毛豬及豬肉之運銷通路圖

資料來源：許應哲與黃萬傳（1995）。

表 3 極大化與極小化之肉豬屠體部位肉分切規格及重量

部 位	編號	描 述	重 量 (公斤)	重量合計	
				最大	最小
極上肉 (里肌肉)	1304	大里肌(去皮及骨,背面脂肪 修整5公分)	3.4~3.8	8.6	7.8
	1501	小里肌(含二條小腰肌)	0.5		
上肉 (前、後腿、 肩胛肉)	1206	肩胛肉(去頸肉及前腿肉、外 腱,帶皮,去骨)	7.4~8.6	39.4	35
	1602	後腿(帶皮、骨,去後腳)	10.1~11.1		
中肉 (腹脅肉)	1401	帶皮、骨及肋軟骨,去板油	6.4~7.0	14	12.8
排骨	1302	大排(去皮、帶骨,背面脂肪 修整為0公分)	4.2~4.6	12	10.8
	1218	中排(含胸骨及肋間肌肉)	1.2~1.4		
前腳	1706	前腳	0.38	1.52	1.52
後腳	1707	後腳	0.8	3.2	3.2
小腸	1810	小腸	0.8	0.8	0.8
大腸	1812	大腸	1.48	1.48	1.48
肚	1804	胃	0.64	0.64	0.64
心	1801	心	0.38	0.38	0.38
腰子	1803	腰子	0.19	0.19	0.19
豬舌	1703	舌與頰肉	0.75	0.75	0.75
肝	1802	肝	1.29	1.29	1.29
中背油	1711	中背油	1.2	1.2	1.2
總計(公斤)				85.45	77.85

資料來源：整理自台灣肉品發展基金會(1992)。

表 4 肉豬屠體部位肉分切規格及重量

部位肉	重 量 (公斤)
極上肉（里肌肉）	0.87
上肉（後腿、梅花肉）	15.22
中肉（腹脅肉）	11.04
排骨（大排、中排）	12.31
前腳	3.01
後腳	4.2
小腸	0.8
大腸	1.48
肚	0.64
心	0.38
腰子	0.19
豬舌	0.75
肝	1.29
中背油	1.2
總 計	53.38

資料來源：整理自林啓淵與許玉鳳（1997）。

V、實證結果分析

5.1 單根檢定

過去有許多文獻指出，在進行多變量模型分析前，必須先針對模型內各變數進行單根檢定，以確定變數是否存在定態之特性，否則於面對非定態的時間序列，而以傳統最小平方法分析，可能會產生 Granger 與 Newbold（1974）所提出虛假迴歸（Spurious Regression）的問題，故本文先採用 ADF、PP 及 KPSS 等單根檢定法，來檢驗各變數是否為定態序列。三種檢定方法均顯示產地價格資料為定態資料，具有 $I(0)$ 序列，但零售價格資料為非定態資料，具有 $I(1)$ 序列，茲將其檢定結果整理於表 5。

經由上述三種單根檢定方法，可知台灣產地與零售價格並非全為定態資料，然而一般在時間序列模型分析時，常需要採用定態序列才能符合模型估計時的基本要求。因此有必要再對零售價格資料予於檢視；由於毛豬之零售價格易受外在環境因素（如季節性、口蹄疫等重大事件）變動而有所變動，加以本文所使用的資料頻率為月資料，且長達 26 年，故時間序列資料可能存在結構改變（Structural Change）。

依據 Perron (1989) 指出當變數為定態且有結構改變發生時，若以傳統之 ADF 檢定法檢測具有結構改變的資料，可能會發生無法拒絕變數為單根的虛無假設，故為確認零售價格資料是否存在結構改變，本文再利用 Zivot 與 Andrews (1992) 單根檢定法（簡稱 Z-A 單根檢定法），檢定零售價格資料是否存在結構改變，並檢定其變數是否呈定態序列，檢定結果顯示台灣毛豬零售價格之時間序列資料確實存在一次結構改變。其結構改變點為 1997 年 5 月（口蹄疫事件），且 Z-A 單根檢定於顯著水準 5% 下具有 $I(0)$ 序列，表示台灣毛豬之零售價格在考慮結構改變之後仍為 $I(0)$ 序列（見表 5）。

由於在研究期間內，毛豬價格走勢曾出現過口蹄疫等重大事件而造成價格的波動，可能有結構轉換點的存在，因此再利用虛擬變數設為結構轉換點進行估計，結果如下式所示：

$$y_t = 4.6836 + 0.0090dS_1 + 0.2339dS_2 + y_t^* \quad (7)$$

(546.5944) (0.7159) (19.3841)

其中 y_t ：零售價格

y_t^* ：為調整結構改變後零售價格的殘差值

dS_1 ：豬肉發生磺胺劑時的虛擬變數

dS_2 ：口蹄疫事件發生時的虛擬變數

由上式可知，當加入 dS_1 與 dS_2 二虛擬變數時，估計結果顯示 dS_1 對於零售價格之影響是不具顯著性的，但 dS_2 變數於統計上是具有顯著性，因

此，可知零售價格之時間序列，確實存在有單一結構改變點，而且是在發生口蹄疫事件時。

進一步檢定具有單一結構改變點時之產地與零售價格間的殘差值，結果發現兩者間的殘差值於三種檢定方法下，也具有 $I(0)$ 序列。故本文接受所使用的變數均具有 $I(0)$ 序列，即具有定態序列。

表 5 台灣毛豬市場產地與零售價格之單根檢定

項 目	統 計 檢 定 值			
	ADF	P-P	KPSS	Z-A
產地價格	-5.3628** (15)	-3.9933** (6)	0.0979** (14)	
零售價格	-1.2809 (2)	-1.3883 (5)	1.3859 (14)	-4.8913** (29)
殘 差 值	-4.0513** (15)	-3.4831** (16)	0.0774** (14)	

資料來源：本研究。

註：1. 5%顯著水準之臨界值分別為 -2.8706、-2.8706、0.463。

2. **表拒絕單根之虛無假設或表拒絕定態之虛無假設。

3. () 內為落遲期數。

4. Z-A 單根檢定是依據 Zivot 與 Andrews (1992)，允許有一次結構改變且採用有截拒項模型下所進行的單根檢定。在 5%顯著水準下臨界值為-4.8。

5.2 台灣毛豬市場產地與零售價格變動傳遞之關係

由單根檢定結果得知，產地價格與發生結構改變點的零售價格均為定態序列，因此可以直接使用二變數水準值所建立的線性關係來看出其傳遞過程中可能存在某種不對稱關係。由於台灣毛豬之零售價格確實存在單一結構改變點，因此利用最小平方法，來估計產地價格與發生結構改變點後零售價格殘差值間的關係，估計結果如下式（括號內為 t 值）：

$$\mu_t = y_t^* + 1.1300 - 0.2909 x_t \quad (8)$$

(15.6798) (-15.6998)

其中 y_t^* ：為式(7)中調整結構改變後的零售價格

x_t ：產地價格

上式估計結果顯示，產地價格與零售價格之間存在一種顯著性的關係，亦即當產地價格上升 1 單位時，零售價格將上升 0.29 個單位，但式(8)看不出來，當產地價格上升或下跌時，零售價格的反應是否相同。為能進一步瞭解兩者之價格在傳遞過程中是否存在一種不對稱關係，故本文利用 Enders 與 Siklos (2001) 所提出的非線性門檻自我迴歸及動量門檻自我迴歸模型，在納入可能的結構改變關係之後，檢定台灣毛豬市場的零售價格與產地價格之間的傳遞過程，是否會存在一種不對稱關係。而所謂不對稱價格傳遞，意指當某一商品的生產者價格上漲時，零售價格反應上漲的幅度(速度)高於當生產者價格下跌時，零售價格的反應。故而如果當不對稱價格的傳遞存在，導致價格調整速度變快或幅度變大，將會使消費者無法由價格下降或銷售者無法由價格上升的過程中獲利，因此研究毛豬產地與零售價格變動之間的傳遞是否具有不對稱是有其必要性。

檢定時共分為二部份，第一部份是假設均衡水準(門檻值)為 0，來探討產地與零售價格之間是否存在不對稱關係；第二部份則假設均衡水準(門檻值)不一定為 0，而是利用格點搜尋方式選擇最適門檻水準後，再來探討產地與零售價格變動之間是否存在不對稱關係。當均衡水準為 0，亦代表 $E(\mu_t) = 0$ ，即表示期望值為 0，但當均衡水準大於 0，表示期望值不一定為 0。因此，本研究於第二部份則由資料來選擇最適門檻水準後，再來探討產地與零售價格變動之間是否存在不對稱關係。經由格點搜尋所得到的最適門檻水準分別為 0.0318 (TAR) 及 0.0322 (M-TAR)，不同模型下的估計係數及檢定結果整理於表 6。

表 6 台灣毛豬市場產地與零售價格傳遞之統計檢定

項目	傳 遞 模 型			
	均衡水準=0		均衡水準=最適門檻	
	門檻自我迴歸 (TAR)	動量門檻 自我迴歸 (M-TAR)	門檻自我迴歸 (TAR)	動量門檻 自我迴歸 (M-TAR)
ρ_1	-0.0816** (-2.4947)	-0.1168** (-3.4820)	-0.0866** (-2.6306)	-0.3214** (-4.6928)
ρ_2	-0.0969** (-2.9669)	-0.0645** (-2.0222)	-0.0919** (-2.8303)	-0.0609** (-2.5354)
$\rho_1 = \rho_2$ (F-test)	0.1085 [0.7420]	1.2813 [0.2585]	0.0129 [0.9097]	12.8988*** [0.0004]
門檻值	0	0	0.0318	0.0322

資料來源：本研究。

註：1. () 內表 t 值，*、** 及 *** 分別表示在顯著水準 10%、5% 及 1% 下顯著。

2. [] 內表機率值。

經由表 6 可知，F 統計量檢定對稱調整關係 ($\rho_1 = \rho_2$) 之結果顯示，當門檻值預設為 0 時，TAR 及 M-TAR 模型均接受對稱調整的關係，但在採用最適門檻值來估計時，TAR 模型仍接受對稱調整的關係，只有在最適門檻值為 0.0322 時，M-TAR 模型顯著地拒絕對稱調整的虛無假設，表示兩種價格傳遞之間存在不對稱的調整關係。由對稱調整關係檢定，發現台灣毛豬市場之產地與零售價格變動傳遞間，只有在 M-TAR 模型中，且假設均衡水準不為 0，即 $E(\mu_t) \neq 0$ 時，才會出現一種不對稱關係。換言之，當前期誤差修正項的變動 ($\Delta\mu_{t-1}$) 是大於等於 0.0322 的時候，誤差修正項的調整關係為 $\Delta\mu_t = -0.3214 \mu_{t-1}$ ；而當 $\Delta\mu_{t-1} < 0.0322$ 時，誤差修正項的調整關係為 $\Delta\mu_t = -0.0609$ 。將這二種情形轉成 AR(1) 模型得到當 $\Delta\mu_{t-1} \geq 0.0322$ 時， $\mu_t = 0.6786 \mu_{t-1}$ ，而當 $\Delta\mu_{t-1} < 0.0322$ 時， $\mu_t = 0.9391 \mu_{t-1}$ 。亦即，當前期誤差

修正項變動是大於門檻水準時，誤差向均衡調整的速度是快過於當前期誤差修正項變動是小於門檻水準時（1-0.3214 vs. 1-0.0609）。然而在其他三種情形之下（特別是在無論是假設均衡水準為 0 或某一門檻水準 τ^* 下的 TAR 模型），本研究均無法排除我國豬肉市場的產地價格傳遞到零售價格的過程中存在有一種對稱（線性）的關係。此一發現不同於 Abdulai（2002）之研究，其利用 TAR 及 M-TAR 模型估計，發現瑞士豬肉市場之產地與零售價格變動間，存在共整合關係，且兩種價格變動傳遞間也確實存在不對稱調整現象。此外，他們的研究結果也發現當產地價格變動上升時，傳遞到零售價格變動上升的速度是比產地價格變動下跌時，傳遞至零售價格變動下跌時來得快。而本研究祇發現在 M-TAR 模型之下，且假設均衡水準不是 0 時，價格調整才會出現一種不對稱的關係。此種異於國外研究的發現，推論可能與台灣毛豬市場受到政府政策（如開放進口豬肉政策會衝擊到台灣毛豬價格）的影響及毛豬有固定週期性循環（因毛豬生產易受季節性變動，造成豬價的波動且也會因市場訊息不完全而無法立即調整供給量，致使毛豬價格與供給量間存在著固定週期性的循環）有關。

5.3 台灣毛豬產地與零售價格變動的短期互動關係

不對稱關係的研究，並沒有完全支持台灣毛豬市場的零售價格變動與產地價格變動之間存在一種非對稱的關係。因此，本研究在探討台灣毛豬產地與零售價格變動的短期互動關係時，均以對稱（線性）的誤差修正模型進行因果關係檢定及衝擊反應函數分析。線性模型係將式(6)之非線性關係修正如下：

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \rho_1 \mu_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_{1k} \Delta x_{t-k} + \sum_{k=1}^q \beta_{1k} \Delta y_{t-k} + v_{y_t} \\ \Delta x_t &= \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{k=1}^p \alpha_{2k} \Delta y_{t-k} + \sum_{k=1}^q \beta_{2k} \Delta x_{t-k} + v_{x_t}\end{aligned}\tag{6'}$$

式(6)與式(6')最大差別在誤差修正項的部份；在式(6)中因為要考慮可能的不對稱關係，因此將誤差修正項分成正及負（或高於及低於某一門檻水準關係）兩項關係，但在式(6')中則未區分出此種不對稱的調整過程。接下來，本研究將再更進一步探討是產地價格變動之後，零售價格才開始變動或相反，抑或是二者之間其實是存在一種互為影響的互動關係。為了瞭解二者價格變動之間的短期互動關係，以 LR 檢定選擇最適期數為 12 期後估計式(6')，並進行相關的 Granger 因果檢定，Granger 因果檢定結果列於表 7。

表 7 Granger 因果關係檢定表

變數名稱	F-統計量 (p 值)	
	產地價格	零售價格
產地價格	-	36.491** (0.000)
零售價格	8.681** (0.013)	-

資料來源：本研究。

註：*、** 及 *** 分別表示在顯著水準 10%、5%及 1%下顯著。

由表 7 的結果得知，台灣毛豬市場產地價格的變動與零售價格的變動之間，在顯著水準 5%下均具有雙向反饋（Feedback）的關係，即兩者之間存在一種短期互為反饋的關係，亦即產地價格的變動領先零售價格的變動，而且零售價格的變動也會領先產地價格的變動。至於二者之間的符號關係為何？可透過衝擊反應函數來檢驗。模型是以當出現一單位標準差的零售（產地）價格衝擊時，產地（零售）價格變動在 1 至 24 期內的反應。由於本研究採用月資料，因此，12 期代表在一年內另一變數的反應情形。茲將其衝擊反應結果整理於圖 7。

由圖 7 的衝擊反應結果中，發現在 95%的信賴區間水準下，當零售價格變動產生一單位正向衝擊時，產地價格變動在第 1 期先出現正向反應，之後在第 3 期則出現一種負向的顯著反應（圖 7 左下角的圖）。另一方面，當

產地價格變動產生一單位正向衝擊時，零售價格變動在第 2 期先出現正向反應，到第 10 期則出現一種負向的顯著關係，但到第 11 期則又反轉成正向顯著關係（圖 7 右上角的圖）。配合上述的 Granger 因果檢定結果，本研究發現當某些因素（例如需求增加）造成毛豬零售價格上漲時，產地價格變動在短期也會上漲，但很快約在 3 期之後則會出現下跌的現象。但若產地價格變動因某些因素而上漲時，零售價格在 2 期之後上漲，但零售價格變動上漲也只是短暫的，因為在約 10 期時，零售價格會先下降，但到 11 期時零售價格又再度轉正。由此一衝擊反應的結果看來，當衝擊來自零售價格時，產地價格會很快（約 3 個月）的反應完畢；但若衝擊來自於產地時，零售價格則需較長的時間（約 1 年）來反應。

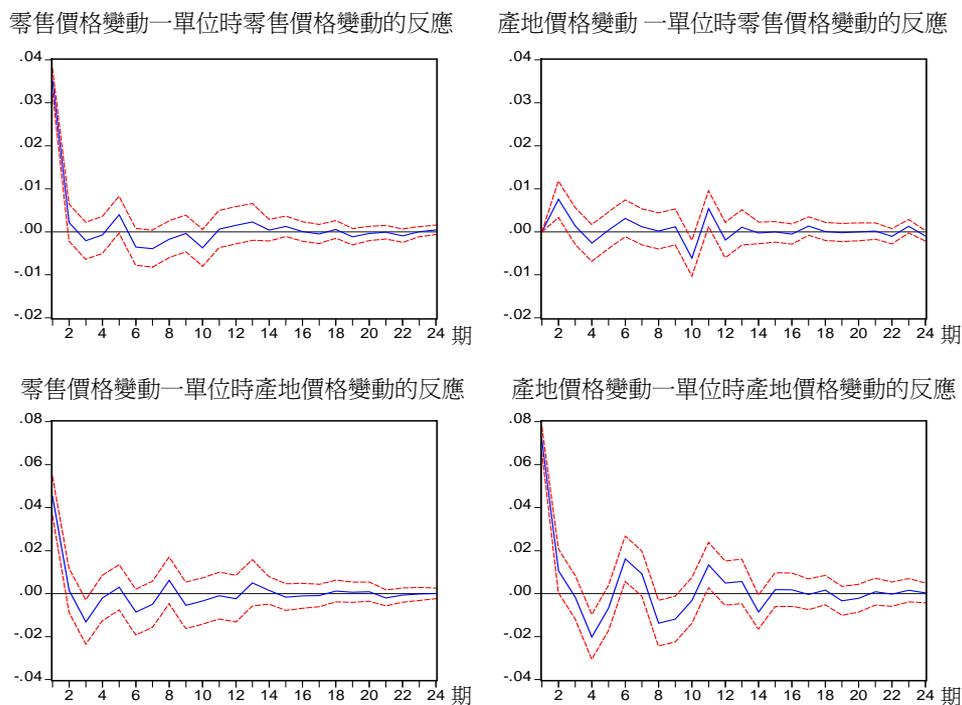


圖 7 台灣毛豬產地與零售價格變動之衝擊反應圖

資料來源：本研究。

VI、結 論

本文利用非線性門檻自我迴歸 (TAR) 及動量門檻自我迴歸 (M-TAR) 模型，在納入可能的結構改變點之後，來檢定 1981 年 1 月至 2006 年 12 月台灣地區毛豬市場的零售價格變動與產地價格變動之間的傳遞過程是否會存在一種不對稱關係，並探討台灣毛豬市場產地價格變動與零售價格變動的短期互動關係。

實證結果發現，在單根檢定時，台灣毛豬市場產地價格變數符合一種 $I(0)$ 過程，而零售價格變動在考慮結構改變 (1997 年 5 月口蹄疫事件) 之後，也符合一種 $I(0)$ 過程，此一結果明顯不同於 Abdulai (2002) 的研究，其發現瑞士之生產者與零售價格兩數列均為 $I(1)$ 數列，顯示台灣毛豬價格可能受到一些外力 (政府政策) 干涉而不存在隨機趨勢。

使用 Enders 與 Siklos (2001) 門檻自我迴歸模型的估計結果顯示，僅在最適門檻值為 0.0322 時的 M-TAR 模型中，發現台灣毛豬之產地與零售價格變動傳遞間存在不對稱的調整過程，而在其他情況之下則無法排除台灣毛豬的產地價格傳遞到零售價格的過程存在一種不對稱的關係，此一發現不同於 Abdulai (2002) 之研究。其發現利用 TAR 及 M-TAR 模型估計時，瑞士豬肉之產地與零售價格變動間均存在不對稱調整的現象，且當產地價格變動上升時，傳遞到零售價格變動的速率是快過於當產地價格變動下跌時，推論此一結果也應與台灣毛豬市場受到政府政策干預 (如開放進口豬肉政策會衝擊到台灣毛豬價格) 的影響及毛豬有固定週期性循環 (因毛豬生產易受季節性變動，造成豬價的波動且也會因市場訊息不完全而無法立即調整供給量，致使毛豬價格與供給量間存在著固定週期性的循環) 有關。故建議未來政府在訂定有關毛豬產業政策時，應考量其政策可能帶來對毛豬產業的衝擊。例如毛豬生產者在面對豬肉開放進口後，國內肉品市場價格將受到影響，政府應如

何輔導業者來面對此政策可能帶來的衝擊反應，將是非常重要的，因此未來為能有效穩定國內豬肉價格，政府應適時輔導不具競爭力之養豬業者離牧，以免造成毛豬市場供過與求現象，進而影響毛豬價格之下跌。

最後由 Granger 因果關係檢定，也發現台灣毛豬市場的產地價格的變動與零售價格的變動之間，在顯著水準 5% 下均具有雙向反饋的關係，顯示二個市場價格變動之間存在一種短期且彼此互動的關係。另由衝擊反應函數檢視產地與零售價格之間的變動關係，發現在台灣毛豬市場中，若衝擊是來自於零售價格的上漲時，產地價格很快地就會反應，之後就不會在有任何顯著的調整過程，但若衝擊是來自於產地價格的上漲時，零售價格則需較長的時間來調整。雖然因果檢定的結果發現兩個價格之間存在一種互為反饋的關係，但顯然產地價格的改變對零售價格的影響是大過於零售價格的改變對產地價格的影響。因此政府部門若要管控豬肉的市場價格時，因特別注意豬肉產地價格的控制。

附 註

1. 市場力量為造成價格在傳遞過程中出現不對稱關係的可能原因之一，其他可能造成不對稱價格傳遞關係的可能原因有調整及菜單成本、價格管制…等，參見 von Cramon-Taubadel 與 Meyer (2004)。
2. 價格計算方式說明如第 16 頁。
3. De Boef 與 Keele (2008) 指出，過去學者認為使用誤差修正模型的必要條件是共整合的觀念並不正確。沒有錯，多變量 $I(1)$ 變數之間若存在共整合關係時，根據 Engle 與 Granger (1987) 的代表定理，多變量之間可用誤差修正模型來描述之間的動態關係。然而對 $I(0)$ 的多變量之間，雖然沒有共整合關係，但仍會存在誤差修正關係，因此也是可以用誤差修正模型來描述彼此間的動態互動關係，De Boef 與 Keele (2008) 以 Autoregressive Distributed Lag 的模型來說明此一論點。

參考文獻

- 台灣省政府農林廳，1981-2003。『台灣農產物價與成本統計月報』。南投：台灣省政府農林廳。
- 台灣肉品發展基金會，1992。『肉豬屠體部位肉分切規格手冊』。台北：台灣肉品發展基金會。
- 行政院農業委員會，2004-2006。『畜禽產品物價統計月報』。台北市：行政院農業委員會。
- 行政院農業委員會，1981-2006。『台灣地區農產品批發市場年報』。台北市：行政院農業委員會。
- 朱宗亮，1985。「台灣毛豬供給與豬肉需求動態模型之分析」，『農業與經濟』。9 期，125-126。
- 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。
- 吳榮杰、陳永琦、劉祥熹，2000。「貿易自由化與國內、外畜禽市場價格長期均衡關係之研究」，『農業經濟叢刊』。5 卷，2 期，223-251。
- 林啓淵、許玉鳳，1997。「貿易自由化對台灣毛豬與肉雞產業影響之經濟分析」，『農業經濟半年刊』。62 期，37-64。
- 許應哲、黃萬傳，1995。『農產運銷學』。嘉義：紅豆書局。
- 黃琮琪，1995。「台灣豬肉出口日本市場之競爭效果」，『農業經濟半年刊』。57 期，29-52。
- 張世明，1999。「台灣地區豬價及其主要肉品價格變化分析-自行迴歸條件異質變異數模型之應用」，『農業經濟半年刊』。65 期，117-140。
- 陳慧秋、陳宗玄，1994。「台灣毛豬批發價格空間均衡分析」，『台灣經濟』。213 期，86-96。
- 彭作奎，1984。「時間數列分析與結構計量模型建立-台灣毛豬市場模型之實例應用」，『農業經濟半年刊』。36 期，81-95。
- 詹滿色，2002。「台灣肉類需求的結構變動分析」，『農業經濟叢刊』。8 期，75-105。
- 楊政學，1996。「台灣開放豬腹脅肉與內臟進口以及豬肉外銷市場變動對毛豬產業衝

- 擊的模擬分析」,『農業金融論叢』。36輯,483-548。
- 楊政學,1997。「台灣主要部位肉與肉產品需求之研究:AIDS模型與聯合產品之應用」,『台灣銀行季刊』。48卷,32-55。
- Abdulai, A., 2002. "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market," *Applied Economics*. 34: 679-687.
- Balke, N. S. and T. B. Fomby, 1997. "Threshold Cointegration," *International Economic Review*. 38(3): 627-645.
- Chen, P. F. and C. C. Lee, 2008. "Nonlinear Adjustments in Deviations from the Law of One Price for Wholesale Hog Prices," *Agricultural Economics*. 39: 123-134.
- De Boef, S. and L. Keele, 2008. "Taking Time Seriously," *American Journal of Political Science*. 52(1): 184-200.
- 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: 304-312.
- Enders, W. and P. L. Siklos, 2001. "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business and Economic Statistics*. 19: 166-176.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*. 55: 251-276.
- 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: 543-553.
- Goodwin, B. K. and T. C. Schroeder, 1991. "Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets," *American Journal of Agricultural Economics*. 73: 452-464.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold, 1974. "Spurious Regressions in Economics," *Journal of Econometrics*. 2: 111-120.
- Kesavan, T. S., V. Aradhyula, and S. R. Johnson, 1992. "Dynamics and Price Volatility in Farm-Retail Livestock Price Relationships," *Journal of Agricultural and Resource Economics*. 17: 348-361.
- Miller, D. J. and M. L. Hayenga, 2001. "Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U.S. Pork Market," *American Journal of Agricultural Economics*. 83: 551-562.

- Perron, P., 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock and Unit Root Hypothesis," *Econometrica*. 57: 1361-1401.
- Petrucelli, J. D. and S. W. Woolford, 1984. "A Threshold AR (I) Model," *Journal of Applied Probability*. 21: 587-611.
- Tong, H., 1983. *Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis*, Lecture Notes in Statistics. New York: Springer-Verlag.
- Vollrath, T. and C. Hallahan, 2006. "Testing the Integration of U.S.-Canadian meat and Livestock Markets," *Canadian Journal of Agricultural Economics*. 54: 55-79.
- 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. Edinburgh, Edinburgh, Scotland. September.
- 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: 1-18.
- von Cramon-Taubadel, S. and J. Meyer, 2004. "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *Journal of Agricultural Economics*. 55: 581-611.
- Zivot, E. and D. W. K. Andrews, 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*. 10: 251-270.

A Study of Asymmetric Price Transmission Mechanism in the Taiwan Hog Market

Jia-Jan Lee*

This paper employed non-linear threshold autoregressive (TAR) and momentum -TAR (M-TAR) models to tests whether the asymmetric price transmission relationship existed between the retail price and the producer price in Taiwan hog market after taking into considerations of possible structural changes during the sample period from Jan 1981 to Dec 2006.

The results showed that the change of producer price fitted the I (0) process as was that of retail price after allowing for the structural change: the outbreak of food and mouth disease in May 1997. The final estimation of the co-integration models indicated that only in M-TAR model and only when the equilibrium level was not equal to 0, did the asymmetric price transmission relationship existed. In that case, the criterion of a optimal threshold level could be chosen. It indicated that the speed of the price transmission (to the retail price) while the producer price was declining was faster than that while the producer price was increasing. The finding was rather different from the previous study, which illustrated the reverse process. Our results also discovered that the bi-direction feedback relationship existed between the dynamic change of producer price and that of retail price in the Taiwan hog market with the reciprocal feedback between the two market prices.

Keywords: Hog Market, Asymmetric, Price Transmission, Threshold Autoregressive, Momentum Threshold Autoregressive Model

* Instructor, Department of Applied Economics, National Chia Yi University.

The authors would like to thank professor Bwo-Nung Huang, and the anonymous referees for the valuable comments. If there are any careless mistakes in the article, the author will be respondent for those.