

本文章已註冊DOI數位物件識別碼

▶ 貿易自由化與國內、外畜禽市場價格長期均衡關係之研究

Trade Liberalization and Long-Run Equilibrium Relationships between Domestic and International Livestock Prices

doi:10.6196/TAER.2000.5.2.4

農業經濟叢刊, 5(2), 2000

Taiwanese Agricultural Economic Review, 5(2), 2000

作者/Author: 吳榮杰(Rhung-Jeih Woo);陳永琦(Yung-Chi Chen);劉祥熹(Hsiang-Hsi Liu)

頁數/Page: 223-251

出版日期/Publication Date: 2000/06

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

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

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結:

To link to this Article:

<http://dx.doi.org/10.6196/TAER.2000.5.2.4>



DOI Enhanced

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

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 <http://doi.airiti.com>

For more information,

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

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE



貿易自由化與國內、外畜禽市場價格 長期均衡關係之研究

吳榮杰、陳永琦、劉祥熹*

本文旨在測試貿易自由化對我國與國際畜禽產品市場價格之長期均衡關係，以了解貿易政策對國內外禽畜產品市場運作特色及價格間之相互關係與影響，並提供禽畜業有關問題調整與改善之參考。文中以台灣畜禽產業為研究對象，利用 Engle and Granger (1987) 所提出的共整合理論 (cointegration theory)，採用 ADF、PP 單根檢定法以及 Johansen-Juselius 之最大概似估計法檢定共整合關係，探討國內與國際畜禽產品市場長期間之因果關係或共整合情形，而為求實證之正確性，再透過 Granger representation theorem 對共整合模型加以修正，引入誤差修正觀念，建構誤差修正模型 (error correction model，簡稱 ECM) 作為實證應用模型。

實證結果顯示：(1)民國 64-85 年之國內與國際牛肉價格具有共整合關係，且其間具有反饋效果，亦即民國 64-85 年之國內與國際牛肉價格具有長期之互動與調整關係。在短期方面，民國 64-85 年之國際牛肉價格具有領先國內牛肉價格變動之趨勢，但國內牛肉價格並無領先國際牛肉價格變動之趨勢。(2)民國 55-63 年之國內與國際牛肉價格、民國 55-85 年之國內與國際豬肉價格以及民國 55-85 年之國內與國際雞肉價格，均不具有共整合關係。

綜合而言，已開放自由貿易時期的國內牛肉市場與國際牛肉市場存在長期均衡的共整合關係，亦即彼此價格呈現國際共移型態 (international comovement pattern)，而牛肉尚未開放自由進口時期及

* 吳榮杰為國立台灣大學農業經濟研究所教授；
陳永琦為國立台灣大學農業經濟研究所博士候選人暨樹德科技大學國際企業系專任講師；
劉祥熹為國立台北大學合作經濟學系教授兼系主任。
本文文稿審查作業之執行由萬鍾汶編輯負責。



具進口貿易障礙的豬肉及雞肉市場之國內、外價格均不具長期均衡關係，此顯示貿易障礙的解除與禽畜產品市場共整合有正面的關聯，也隱喻貿易自由化對國內外畜禽產品市場整合具有正面影響，價格間的因果關係有較確定的方向而促進空間的均衡，並使市場機能發揮。

關鍵詞： 畜禽產品、貿易自由化、市場整合、單根檢定、共整合、誤差修正模型

壹、前 言

自 1986 年 GATT 於烏拉圭舉行第八回合多邊貿易談判，並將農產品貿易自由化列為重要議題之一以來，農產品貿易自由化已逐漸發展成一股難以抗拒的全球性時代潮流。1993 年底，烏拉圭回合談判達成農業協議 (Agreement on Agriculture) 以後，更確立了各國遂行農產品貿易自由化的方向與市場開放步調。1995 年 WTO 成立並取代 GATT 之後，仍承續 GATT 推動貿易自由的理想，繼續推動全球農產品貿易的自由化。

我國自 1990 年初申請加入 GATT 後，即積極展開爭取早日入會的各项活動。為宣示我國推動農產品貿易自由化的決心，近年來政府亦積極採行一系列的農、畜產品市場開放改革措施。唯由於國內各個農、畜產品之產業特質不同，其市場競爭力與發展潛力各有差異，因此，政府對於農業部門內的不同產業亦採行了不同的市場開放措施，以避免貿易自由化對國內農業部門帶來太大的衝擊，然此項策略效果須視國內外農畜產品價格的共移效果與交互影響關係而定，此是本文研究之主要動機。

就目前我國畜禽產品市場而言，國內牛肉供給來源為國產牛肉及進口牛肉，國產牛肉主要有黃牛、水牛及乳牛，進口牛肉來源則以澳洲、紐西蘭及美國為主。目前我國牛肉市場佔有率以澳洲牛肉最高、紐西蘭次之、美國第三，而國產牛肉已經降至主要供給來源的最末位，且進口牛肉供給量已佔國內牛肉市場的 90% 以上。此乃因為我國肉牛發展條件較差，故政府自民國 55 年起即開放牛肉由物資局限量進口，民國 64 年取

消配額開放自由進口，爾後隨環境變遷，牛肉進口政策亦屢經變革，但目前對進口牛肉僅採行從量關稅措施，致使進口牛肉供給量佔市場佔有率 90% 以上，此是否顯示國內牛肉價格將由受牛肉進口量與相關關稅措施影響的國外牛肉價格資訊而有較大的調整效度，值得進一步探討。

豬肉供給狀況主要隨著經濟的發展，國人對動物性蛋白質的攝取大為提昇，豬肉成為國人肉品消費中最主要之產品，而國產豬肉產量豐富，因此雖然國人對豬肉之需求逐年增加，國產豬肉仍自給有餘。台灣近十年來之豬肉進口量在政府採行關稅及非關稅保護措施下還是幾乎為零，甚至還外銷至他國（民國 86 年因為爆發豬隻口蹄疫停止出口）。我國豬肉出口地乃以鄰近的日本為最，因此我國豬肉出口深受日本豬肉進口政策之影響。雞肉也是目前國人普遍消費的肉品之一，而且基於雞肉所含之脂肪及熱量低、蛋白質之比率高，因此今後雞肉仍將是國人最主要的肉品來源之一。國內消費者之雞肉需求來源，大致可區分為國產肉用雞與進口之冷凍火雞肉，其中冷凍火雞肉因受政府關稅及非關稅保護措施之影響，進口量非常少，國內禽肉自給率幾乎為百分之百。然而在加入 WTO 的貿易談判壓力下，豬肉及雞肉的關稅貿易障礙亦將被迫逐漸解除而趨於自由化。

一般認為，政府的政策干預（如非關稅貿易障礙措施）是影響不同區域間市場整合 (market integration) 程度最主要因素之一 (Vousden, 1990)。換言之，隨著貿易自由化政策措施的推展，市場間價格共移現象或程度將更趨於強烈。因此，瞭解國內、外農產品市場整合或價格間由短期失衡到長期均衡的動態調整過程情形可做為農產品市場開放措施的決策參考指標，其有助於農業政策調整與對外貿易談判立場的確立。本文之目的即應用數量模型，量化分析我國主要畜禽產品貿易自由化與國內外市場整合或彼此價格的關聯情形，以瞭解農產貿易政策對市場機能的具體影響，並提供農業有關問題調整與改善之參考。

目前有關畜禽產品之相關文獻大多以探討貿易政策對進出口之影響



(黃琮琪、陳太郎, 1993) 以及貿易政策變動對畜禽產業之影響 (楊政學, 1996) 為主, 甚少以貿易政策之改變對畜禽產品市場之市場整合情形或價格是否存在因果關係或共移現象為研究目的, 故而本研究將以畜禽產品市場為研究對象, 利用共整合分析法, 探究貿易政策變動對國內外畜禽產品市場整合情形之影響。

研究市場整合之方法以 Engle and Granger (1987) 所提出之共整合分析法 (cointegration analysis) 為最多, 其相關研究眾多。金融方面如: Chung and Liu (1994) 利用 Johansen 最大概似檢定法, 對美國、日本和亞洲四小龍之股票市場進行研究, 結果顯示美國及台灣市場股價或報酬率並不與其他四個市場具有共同趨勢, 而且大部分市場對短期的不均衡具有同樣趨勢之移動調整速度, 至於短期衝擊方面則隨著各國家背景及習慣而具有不同之調整型式與速度。Choudhry (1996) 探討 1920 和 1930 年代之間, 六個歐洲主要股市股價指數長期關係, 其利用 Johansen 最大概似檢定法加以測試, 結果發現 1929 年 10 月之前, 各國股市指數具有穩定之長期關係, 而 1929 年 10 月之後則缺乏穩定之長期關係, 此乃因為第一次世界大戰後, 歐洲國家在國際資金、物資等方面具有共整合關係, 而 1929 年 10 月後則因為股市崩盤或各國家間經濟或政治瓦解致使股市股價不具長期均衡關係, 亦即股市間的價格或報酬率變動較不具因果關係。

農產品價格方面則有: Dercon (1995) 則介紹市場整合分析如何被用來分析市場協商與市場結構改變對市場之影響, 並利用 Engle and Granger 模型加入政策變動之影響, 對衣索比亞之穀物價格進行市場整合之實證研究。結果發現: 配額制度與禁止私下交易對市場價差與市場波動具有重大影響, 而共整合關係將使某些重要產地與消費地之市場價差縮小; 而且在市場存在共整合情況下, 市場價差與市場波動受到政策改變之影響將變小。Malliaris and Urrutia (1996) 也以 Engle and Granger 的誤差修正模型, 檢視玉米、小麥、燕麥、黃豆、黃豆粉與黃豆油期貨價格間之彼

此關係，利用 1981 年 1 月至 1991 年 10 月美國芝加哥商品交易所 (CBOT) 所交易的近期期貨合約每日收盤價格進行分析。結果發現：每兩個農產品期貨價格在所有期間均有共整合關係存在，而由誤差修正模型則發現，該六種農產品期貨價格存在強烈的長期共同移動趨勢調整關係，雖然短期並不存在因果關係。因此該實證研究拒絕了六種農產品價格變化是相互獨立的假設，認為農產品之間存在著替代性與互補性。

國內相關之主要文獻在金融方面有：曹添旺、林金龍、朱美麗 (1998) 利用 Johansen 之最大概似檢定法分析台灣地區 1981 年 1 月至 1995 年 10 月間經濟匯率之關係。實證發現，各主要台灣總體經濟變數均具有單根，因此傳統的計量分析並不正確，而匯率與其他總體經濟變數間具有共整合關係，亦即長期存在均衡關係；而其也發現台灣開放總體經濟在該研究期間並無顯著之結構性變動，且貨幣中立性與購買力平價說在台灣是成立的。彭素玲 (1999) 以 Johansen-Juselius 之最大概似估計法之共整合——誤差修正模型與 Granger 因果檢定，利用 1960 年至 1993 年的儲蓄與投資時間序列資料，探討 APEC 會員國中，國內投資與國內儲蓄間的因果關係。結果顯示：APEC 會員國中有五個國家的國內投資與國內儲蓄呈現雙向因果關係，不論是提昇儲蓄率之策略或是獎勵投資之策略皆能相互回饋 (feedback)。但是仍有一些國家在國內儲蓄與投資上只呈現單向關係，其中台灣即是屬於投資對儲蓄呈顯著影響，因此獎勵投資將有助於我國經濟成長。

農產品價格方面則有：廖秀梅 (1996) 利用 Engle and Granger 共整合方法、誤差修正模型與 Johansen 之最大概似檢定法，探討美國芝加哥商品交易所 (CBOT) 交易的玉米、黃豆及玉米、小麥兩組高度相關性及替代性農產品期貨價格之長期均衡評估與因果關係測試。測試結論為：玉米、黃豆及玉米、小麥期貨價格在長期不具長期均衡趨勢，只有在乾旱或水災時，因為兩市場間互動關係密切，才具共整合；而誤差修正模型之結論則顯示：玉米、黃豆及玉米、小麥兩組期貨價格具強烈的調整關係

與共同趨勢。在短期方面，兩組期貨的調整能力不同，具共整合的年度，受本身落遲期項影響較大，受別組期貨價格影響較小。洪德佳(1995)為了探討台灣地區的貨幣供給及進口產品價格與農業產品價格及製造業產品價格間的長期關係以及短期動態調整過程，其以 Johansen 之最大概似檢定法估計及檢定變數間之共整合關係，並據此建立向量誤差修正模型(VECM)加以探討。實證結果顯示：長期下，貨幣供給增加將造成農產品價格上升而導致物價上漲，並非是因為貨幣供給增加造成製造業產品價格上升而導致物價上漲；若是國內真有輸入性物價膨脹，那應該是起因於國內製造業產品價格上升，而非農產品價格上升。短期方面，貨幣供給並不會對農產品及工業產品之相對物價造成影響，農產品物價上漲主要是因為其自身落後期價格下跌；而導致製造業產品價格上揚的因素則是落後期農產品價格及進口工業原料與產品價格之上漲。徐維鑫(1998)應用 Johansen 最大概似檢定法探討日本冷凍鮪魚生魚片市場中，各國鮪魚價格間是否存在共整合關係。其以臺灣、日本與韓國三國間，1985年1月至1997年12月，冷凍大目鮪及冷凍黃鰭鮪價格為研究對象，發現各價格間具有長期均衡調整的效應，而且雖然由臺灣進口冷凍大目鮪數量及日本產冷凍黃鰭鮪數量在日本市場所佔的比例皆很小，並非為臺灣及日本船隊的目標魚種，但結果顯示，此二價格變動在短期內相較於其它價格變動而言可視為固定，可作為日本冷凍鮪魚生魚片市場中各國價格長期變動趨勢的指標。

依相關文獻可知，國內外學者並未以畜禽產品市場為市場整合或價格間共移效果之研究對象，有別於其他文獻，本文以台灣畜禽產專業為研究對象，利用 Engle and Granger(1987)所提共整合理論(cointegration theory)探討貿易政策變動對國內與國際畜禽產品價格共整合情形的影響。本文將依序採用 ADF 與 PP 單根檢定法以及 Johansen-Juselius 之最大概似估計法檢定共整合關係，探討國內與國際畜禽產品市場價格長期間之共整合情形，且為求實證之正確性，本文再透過 Granger representation

theorem 對共整合模型加以修正，引入誤差修正觀念，建構誤差修正模型 (error correction model, 簡稱 ECM) 作為實證應用模型，冀望該項研究所獲致之結果能作為提供政府當局擬定相關措施及測試其他農畜產品市場整合的研究參考。

貳、理論基礎與實證方法

為有效建構本文分析模式，並利於實證效果之顯現，現分別就相關之貿易政策理論與實證資料及方法說明如下：

一、理論基礎

政府的政策介入，如：非關稅貿易障礙，是影響不同區域間市場整合 (market integration) 程度最主要因素之一。現以限量進口代表政府所採行非關稅貿易障礙，課徵關稅代表因應貿易自由化市場開放後之貿易政策，加以分析政府干預政策對國內與國際價格關係所造成之影響。

圖 1 左方乃代表某一進口小國某一禽畜產品之國內供需情形， D 為其國內市場之需求曲線， S 為其國內市場之供給曲線。圖 1 右方則代表此一禽畜產品國際市場之供需情形， ED 為此一進口小國之超額需求 (進口需求)，亦即國內市場之需求量與供給量之水平差距 ($D-S$)， ESw 則為國際上其餘各國之淨超額供給數量。因為本文所探討的是完全競爭市場之進口小國，為國際價格之接受者，因此其所面對之國際超額供給曲線為一水平線 (亦即供給彈性無窮大)，國際市場價格 ($Pw1$) 則為國際市場之淨超額供給曲線 (ESw) 與 Y 軸相交之截距。而圖 1 右方之 ED' 乃代表政府課徵關稅 (t) 時之超額需求曲線，其為 ED 曲線平行下移 t 。

當進口小國採取限量進口 (限制量為 \bar{Q}) 時，國內價格為 $P1$ (國內價格 $P1$ 乃由 \bar{Q} 之進口限量對應國內超額曲線 ED 而求得)。如遭逢國際價格下降 (由 $Pw1$ 下降至 $Pw2$)，進口量仍維持在限制量 \bar{Q} ，而國內價

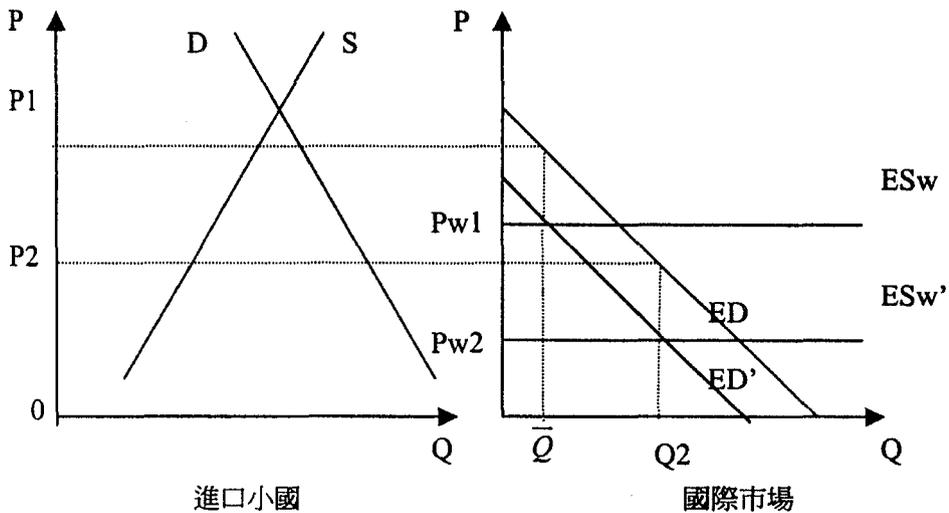


圖 1 限量進口與課徵關稅下國內與國際價格之比較

格也依然維持在 P_1 。如果進口小國是採課徵關稅方式，則國際價格下跌將使其進口量上升至 Q_2 （即 ESw' 與 ED' 所決定之數量），而國內價格則下降至 P_2 （國內價格 P_2 乃由 Q_2 之進口量對應國內進口需求曲線 ED 而求得）。

若是進口小國採取限量進口且遭逢國際價格上升，而上升後之國際價格仍比原來之國內價格低，則國內價格仍不受影響；但是，若國際價格上升，且上升至比原本之國內價格還高，則國內價格也將因此而上升。如果進口小國是採課徵關稅方式，則不論國際價格上升幅度為何，必定造成進口量減少，國內價格上升。

依上述可知，當進口小國採取限量進口時，只要國際價格波動不大，國內價格將可不受國際價格波動之影響；當進口小國是採課徵關稅方式時，國際價格之波動必定造成國內價格之波動。因此，當進口小國採行課徵關稅之貿易保護措施時，國內市場價格將受國際價格變動之影響，但是若採行限制進口之貿易保護措施，則國內市場價格不受國際價格變動之影響。故而可知，當政府採取課徵關稅之貿易干預措施時，國內禽

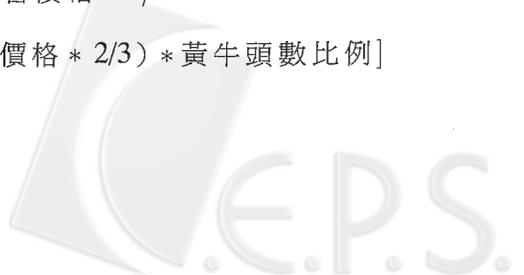
畜產品價格雖然比國際價格高，但是國際價格波動時，國內禽畜產品價格也將受國際禽畜產品價格波動之影響；若是政府採取限量進口，則可將國內市場與國際市場加以區隔，使國內禽畜產品價格不但比國際價格高，而且不受國際禽畜產品價格變動之影響，亦即當政府採取非關稅貿易障礙時，將造成國內與國際價格之區隔，使國內與國際價格缺乏整合性，國內禽畜產業飼養者受到完全之保護。

但是由於貿易自由化的壓力，政府已無法再對國內生產者做完全的保護，國內市場也在慢慢開放中，從理論分析可以預期，在貿易自由化的過程中，當政府採關稅化措施，以課徵關稅方式代替限量進口措施時，國內、外農產品價格之變動將更為一致，我國畜禽產品市場與國際市場間整合程度也將更為密切。此屬理論的內涵，實際情形是否如此，可由國內外禽畜產品價格是否存在共移或長期均衡關係加以驗證。

二、實證資料及方法

本研究之實證資料包括民國 55 年至 85 年之國內外牛肉、豬肉及雞肉價格，共計 30 筆年資料。國內價格是由台灣農產物價統計月報與農業年報獲得，國外價格則由聯合國糧農組織 (Food and Agriculture Organization, FAO) 所發行之 Trade Yearbook 資料經由匯率換算而來。國內牛肉價格是以國產牛肉零售價格為代表，由黃牛及水牛之屠宰量為權數，利用水牛上、中肉零售價格與黃牛上、中肉零售價格加權計算出國產牛肉零售價格。一般而言，牛肉的上肉與中肉產量比率為 1:2，所以本研究所採用之國產牛肉零售價格之計算公式如下：

$$\begin{aligned} \text{國內牛肉零售價格} = & [(\text{水牛上肉零售價格} * 1/3 \\ & + \text{水牛中肉零售價格} * 2/3) * \text{水牛頭數比例}] \\ & + [(\text{黃牛上肉零售價格} * 1/3 \\ & + \text{黃牛中肉零售價格} * 2/3) * \text{黃牛頭數比例}] \end{aligned}$$



國際牛肉價格則基於澳洲為最大之牛肉出口國，故而以澳洲之牛肉零售價格為代表。國內豬肉價格則因為上等豬肉之消費量最大，因而以國內豬肉零售價格為代表。國際豬肉價格則以最大之豬肉出口國荷蘭之豬肉零售價格為代表。國內雞肉價格在考量國際市場以白肉雞為主，且國內白色肉雞之消費量日增，其屠宰量已與有色肉雞趨於相當的情況下，以國內白色肉雞零售價格為代表。世界禽肉輸出大國主要有美國、巴西以及亞洲新興的泰國，其中美國生產效率高、生產成本低，所以競爭力大於其他輸出國家，因此本研究之國際雞肉價格乃以美國雞肉零售價格為代表。

為達研究目的，本研究首先採用 ADF 與 PP 單根檢定法對各實證之時間序列進行單根檢定，若是時間序列呈現非定態，且為具有相同階次之差分方程，則該些時間序列將進一步以 Johansen-Juselius 之最大概似估計法對其共整合向量加以檢定；若是時間序列為定態序列，本文將不再對其進行分析，因為本研究目的在於以共整合模型測試我國畜禽產品市場之整合情形，當該時間序列為定態序列時，此序列即無法再進行共整合分析。然而為求實證之正確性，在進行共整合檢定前必須先選擇適當的落遲期數，有關落遲期數之選擇，本研究將先以 Akaike's Information Criterion (AIC) 為判定準則，再檢定是否通過殘差錯誤設定檢定 (residuals misspecification tests)，其中以 Ljung-Box 之 Q test 及 Godfrey 之 LM test (Lagrange multiplier test) 進行自我相關檢定；至於殘差項是否服從常態分配，則以 J-B 常態檢定量加以檢定。

當時間序列存在共整合向量時，為檢測國內與國際禽畜產品市場整合程度之關連，本研究將透過 Granger representation theorem 對共整合模型加以修正，引入誤差修正觀念，建構一誤差修正模型 (ECM) 作為實證模型；至於不存在共整合向量之時間序列則不再加以分析。當然為求實證之正確性，在進行誤差修正模型前仍須先選擇適當的落遲期數，有關落遲期數之選擇，仍是以 Akaike's Information Criterion (AIC) 為判定準

則，再檢定是否通過殘差誤差設定檢定 (residuals misspecification tests)，其中以Ljung-Box 之 Q test 及 Godfrey 之 LM test (Lagrange multiplier test) 進行自我相關檢定；至於殘差向量是否服從常態分配，則以 J-B 常態檢定量加以檢定。

最後則利用誤差修正模型對我國畜禽產品市場之長短期因果關係進行分析。本研究之實證流程如圖 2 所示。

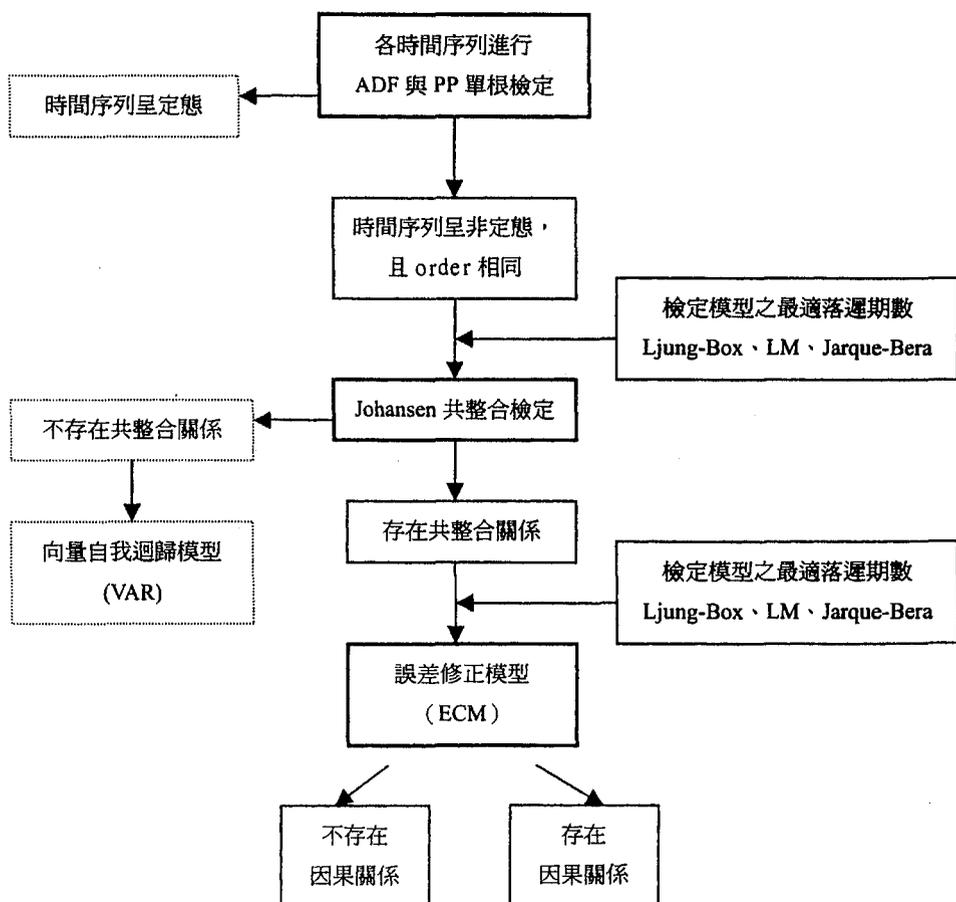


圖 2 本研究實證流程



1. 單根檢定

根據 Engle and Granger (1987) 一般迴歸分析過程中，時間序列必須為定態 (stationary)，此乃因定態的時間數列才符合漸進分配理論，亦即檢定才能成立。因此，進行一般迴歸分析前，必須先檢定該時間序列是否為定態。通常檢定定態序列之方法為「單根檢定」，因為具單根之序列，其平均數、變異數與自相關共變異數會受時間影響，漸漸偏離原平均值，亦即屬非定態序列，因此藉由單根檢定，即可推定序列為非定態或定態。

較早的單根檢定方法是由 Dickey and Fuller (1979) 提出之 Dickey-Fuller Unit Root Test (簡稱 DF)，但是此檢定方法忽略了誤差項之自我相關 (autocorrelation) 現象，因此 Said and Dickey (1984) 對 DF 加以修正，提出 Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test (簡稱 ADF)，此方法乃是在原 DF 模型之迴歸方程式中加入了變數落遲項，解決誤差項自我相關之問題。ADF 之迴歸方程式共計三種，分別為具有漂浮項，但不具時間趨勢；具有漂浮項與時間趨勢；以及不具漂浮項與時間趨勢等三種，其迴歸方程式如下：

(1) 具有漂浮項，但不具時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$$

(2) 具有漂浮項與時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma t + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$$

(3) 不具漂浮項與時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$$

其中 α_0 為漂浮項， t 為時間趨勢， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， Y_t 為欲檢定單根之變數， n 為落遲期數， ε 為誤差項



由上述三種方程式進行迴歸可得 α_1 之 t 值檢定統計值，只要其中一種方程式之 t 值統計值之絕對值大於 Dickey-Fuller (1979) 所列出之單根檢定值時，則拒絕「有單根存在」的虛無假設，表示時間序列為定態；反之，若其 t 值統計值之絕對值小於 Dickey-Fuller (1979) 所列出之單根檢定值時，則不拒絕「有單根存在」的虛無假設，表示此時間序列為非定態序列，此時必須對該序列進行差分，然後再進行單根檢定。

除了 α_1 之 t 值檢定外， n 的決定也是一重要課題。當 n 太小，易造成殘差項有序列相關；反之， n 太大時，卻會造成檢定無效率，因此必須檢定 n 值的適當性。本文利用 Akaike's Information Criterion (AIC) 為判定準則來檢定最適 n 值。（註 1）

除了 DF 與 ADF 兩種方法外，單根檢定的另一種常用方法為 Phillips-Perron (PP) 檢定法，其允許殘差項為弱相依及非齊質，進而調整 ADF 檢定統計量，但仍有相關研究指出 PP 單根檢定法對誤差模型設定比 ADF 檢定法更敏感，因此 ADF 單根檢定法在適當的調整落遲期數下，其檢定力優於其他檢定法，本文為求實證過程之嚴謹將同時採 ADF 與 PP 單根檢定法進行單根檢定分析，其中 ADF 單根檢定法之最適落遲期數以 AIC 判定準則決定，當無法以 AIC 為判定準則來檢定最適 n 值時，則採用 PP 單根檢定法。至於 PP 單根檢定法之落遲期數則以 Newey-West 自動汰選方式 (Newey and West (1992)) 自動汰選，而檢定統計量則參照 Mackinnon 臨界值。

2. 共整合——誤差修正模型與 Johansen-Juselius 最大概似估計法。

Engle and Granger (1987) 在其提出的共整合 (cointegration) 理論中指出，兩個非定態的時間序列，仍可能存在一線性組合的定態時間序列，即此兩個時間序列在長期下存在著一致性變動 (move together)，具共整合關係。檢定兩時間序列是否具共整合關係之前，必須確定兩非定態時間序列具有相同整合階次關係，然後即可建立共整合迴歸式，進行共整合檢定。誤差修正模型則是以誤差修正項 (error correction term) 所含之

長期訊息，與代表短期動態的變數落差項加以結合，使序列不致偏離長期均衡太遠，亦即具部份調整的概念。Engle and Granger (1987) 所提出之 Granger representation theorem 說明，共整合與誤差修正模型互為充要條件，一共整合關係必定存在一誤差修正模型與之相對應，故可以利用「誤差修正模型」來對變數間之長短期動態的調整過程加以闡述。

除了 Engle and Granger 共整合檢定法外，Johansen (1988) 與 Johansen and Juselius (1990, 1992) 提出最大概似法估計及檢定共整合向量，改善 Engle and Granger 共整合檢定法可能產生之誤差。本研究以 Johansen-Juselius 最大概似估計法檢定共整合關係。利用相關分析，導引出共整合向量的最大概似估計式。現以誤差修正型式將 Johansen 之最大概似估計法概述如下：

$$\Delta Y_t = C + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-p} + E_t$$

其中， $\Delta = 1 - L$ ， L 為落遲運算因子 (lag operator)， Y_t 為 $m \times 1$ 隨機向量序列。 $\Gamma_1 \cdot \Gamma_{p-1}$ ， π 為參數矩陣 ($m \times m$ 維矩陣)， C 為常數向量。 E_t 為誤差向量， $E_t \sim N(0, \lambda)$ 趨近高斯分配。

上式為一差分之 VAR 模型加上誤差修正項 Y_{t-p} 。其中，短期訊息由差分項提供，而長期訊息則由 π 反應，經由此項將不會遺漏長期情報，故而此項稱之為長期衝擊矩陣。而誤差修正模型的設置即是，將原始資料因經過差分後，常會消失的原系統中低頻率（長期）現象加以導引回去，不再只是藉由差分後所剩的短期變動加以研究，因此稱為誤差修正項 (error correction term)。而 π 的秩 (rank) 即為決定共整合向量個數之依據，情形分成下列三種：

- (1) $\text{Rank}(\pi) = m$ ，即 π 為滿秩 (full rank) 表示向量序列 Y_t 所有變數均為定態列序。
- (2) $\text{Rank}(\pi) = 0$ ，即 π 為零矩陣，表示向量序列 Y_t 不具共整合關係。



上式即縮減為普通一階差分之 VAR 模型，即多變數之 ARIMA (p, 1, 0)。

- (3) $0 < \text{Rank}(\pi) = r < m$ ，即存在 $\pi = m \times r$ 矩陣 α 、 β ，使得 $\pi = \alpha\beta'$ ，且 $\text{Rank}(\alpha) = \text{Rank}(\beta) = r$ 。其中， α 表示共整合關係權重的大小，同時也用來衡量誤差修正項反饋校正機能的強弱，故稱之為權重向量 (loading vector) 或調整係數矩陣 (adjustment coefficient matrix)。而 β 則稱之為共整合向量 (cointegration vector)，可使非定態的經過 $\beta'Y_t$ 的線性組合後成為定態，亦即表示向量序列 Y_t 存在 r 個共整合向量。

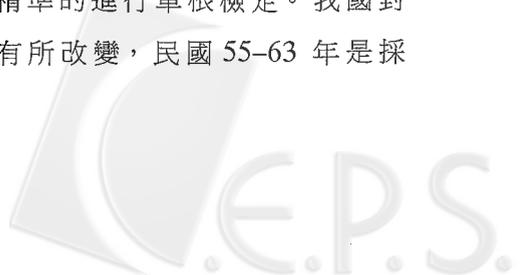
該檢定之虛無假設為： $H_0 : \text{Rank}(\pi) = m$ 或 $\pi = \alpha\beta'$ 。Johansen 在共整合關係檢定中利用概似比檢定，可分別得到軌跡檢定量 (trace test) 與最大特性根檢定量 (maximal eigenvalue test)，以決定其共整合向量的個數，並判斷變數間有無存在共整合關係。

參、實證結果與分析

經由取得各畜產品之國內與國際資料後，輔以台灣禽畜產事業現況之探討、政策理論之推導與實證方法之應用所建構之實證模型，本文將按照以下之實證流程進行實證分析：蒐集相關資料；進行 ADF 與 PP 單根檢定；進行 Johansen 共整合檢定；最後進行誤差修正模型之估計，再而說明實證結果之涵義。

一、單根檢定之結果

進行共整合檢定之前，本研究先對蒐集到的國內與國際禽畜產品價格進行單根檢定，以判定該時間數列是否為定態。本文採 ADF 單根檢定與 PP 單根檢定方法互相搭配之方式，以便精準的進行單根檢定。我國對進口牛肉所採取之進口限制措施歷年來已有所改變，民國 55-63 年是採



限量進口，而民國 64–85 年因為貿易自由化之故，已經改採課徵關稅措施。基於進口限制措施之改變，本研究在進行證實研究時，乃將國內與國際牛肉價格以民國 64 年為分界，分成兩個階段，以便瞭解貿易措施調整前後（即在取消配額改採關稅之不同進口限制措施下），國內與國際牛肉價格之間的關係是否因貿易自由化政策的施行而有所改變。

至於豬肉與雞肉則因為尚存在非關稅貿易障礙，也未實施進口關稅措施，因此本研究並未將國內與國際豬肉、雞肉價格加以區分成兩個階段，而將此實證分析視為與牛肉市場之「對照組」，以便了解貿易自由化對國內、國際畜禽產品價格之間的關係是否有所影響。

1. 牛肉價格

依表 1 檢定結果可知，民國 55 年–63 年國內牛肉價格之原始時間序列(A)在 ADF 檢定與 PP 檢定下，均為拒絕虛無假設，故其為一具定態之時間序列；民國 55–63 年國際牛肉價格原始時間序列(B)、民國 64–85 年國內牛肉價格原始時間序列(C)以及民國 64–85 年國際牛肉價格原始時間序列(D)在 ADF 檢定及 PP 檢定下，則均無法拒絕虛無假設，因此屬於非定態序列，必須進行差分轉換，再進行一次單根檢定，以判定序列是否為定態序列。經過一次差分後發現，民國 55–63 年之國際牛肉價格 (ΔB)、民國 64–85 年之國內牛肉價格 (ΔC) 與民國 64–85 年之國際牛肉價格 (ΔD) 均成為定態序列，結果如表 1 所示。

2. 豬肉價格

依表 2 所顯示的檢定結果可知，民國 55–85 年之國際豬肉原始價格序列 (F)，在信賴水準 95% 下，不具單根，已經為一定態序列；而民國 55–85 年之國內豬肉價格之原始時間序列 (E) 為非定態序列，因此再將民國 55–85 年之國內豬肉價格序列進行一次差分轉換，再進行一次單根檢定，以判定序列是否為定態序列。結果發現民國 55–85 年之國內豬肉價格在進行一次差分轉換後 (ΔE)，已得到一定態序列。



3. 雞肉價格

依實證結果發現，民國 55-85 年國內雞肉價格之原始數列 (G) 為一非定態時間序列，民國 55-85 年之國際雞肉價格之原始時間序列 (H) 為一定態序列，因此再將民國 55-85 年之國內雞肉價格序列進行一次差分轉換，再進行一次單根檢定，以判定數列是否為定態序列。結果顯示民國 55-85 年國內雞肉價格在經過一次差分轉換之後 (ΔG)，已得到一定態序列 (表 3)。

表 1 牛肉價格序列之單根檢定^{1,4}

	τ_T			τ_μ			τ		
	ADF ²	AIC	PP ³	ADF	AIC	PP	ADF	AIC	PP
A	3.55*	5.28(1)	4.89*(2)	2.55*	6.30(1)	5.21*(2)	4.27*	6.95(1)	4.21*(2)
B	1.67	6.52(1)	1.04(2)	-0.05	6.36(1)	1.96(2)	1.19	4.42(1)	1.09(2)
ΔB	4.33*	5.89(2)	5.79*(2)	5.91*	4.99(2)	6.34*(2)	5.58*	6.01(2)	4.99*(2)
C	0.25	5.99(1)	1.35(2)	-	-	-1.35(2)	0.42	4.79(1)	1.29(2)
ΔC	7.54*	6.01(2)	6.80*(2)	-	-	-5.02*(2)	0.89	5.91(2)	1.02(2)
D	1.62	3.96(2)	1.22(3)	-2.22	7.85(2)	-2.57(2)	2.04	3.89(2)	2.11(2)
ΔD	-5.21*	4.09(2)	-6.76*(3)	-3.75*	8.09(2)	-3.95*(2)	-1.21	5.12(2)	-1.19(2)

資料來源：本研究整理

註 1：A：民國 55-63 年原始國內牛肉價格序列， ΔA ：民國 55-63 年國內牛肉價格一次差分序列，B：民國 55-63 年原始國際牛肉價格序列， ΔB ：民國 55-63 年國際牛肉價格一次差分序列，C：民國 64-85 年原始國內牛肉價格序列， ΔC ：民國 64-85 年國內牛肉價格一次差分序列，D 民國 64-85 年原始國際牛肉價格序列， ΔD ：民國 64-85 年國際牛肉價格一次差分序列。

註 2：ADF 檢定法之檢定臨界值參照 Fuller, 1976, p.373。() 內為最適落遲期數。* 為在顯著水準 5% 下，reject 虛無假設。

註 3：PP 檢定法之最適落遲期數乃經由 Newey-West 自動汰選方式(Newey and West, 1992) 自動汰選，而檢定統計量則參照 Mackinnon 臨界值。* 為在顯著水準 5% 下，reject 虛無假設。

註 4：- 代表在進行 ADF 檢定時，AIC 隨落遲期數增加而下降，因此無法藉由 AIC 最小值找出最適落遲期數，故而由 PP 單根檢定法為準則。

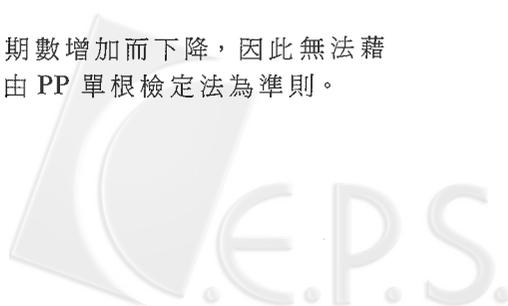


表 2 豬肉價格序列之單根檢定¹

	τ_{τ}			τ_{μ}			τ		
	ADF ²	AIC	PP ³	ADF	AIC	PP	ADF	AIC	PP
E	-1.61	7.52(1)	-1.39(3)	-1.61	7.52(1)	-1.39(3)	-1.22	6.99(1)	-1.01(3)
Δ E	-1.39	7.52(2)	-1.95(3)	-4.39*	7.57(2)	-4.59*(3)	-8.01*	7.01(2)	-6.13*(3)
F	-4.09*	6.82(1)	-4.55*(2)	-4.69*	6.82(1)	-4.55*(3)	-7.32*	6.12(1)	-5.87*(2)

資料來源：本研究整理

註 1：E：民國 55-85 年原始國內豬肉價格序列， Δ E：民國 55-85 年國內豬肉價格一次差分序列，F：民國 55-85 年原始國際豬肉價格序列。

註 2：ADF 檢定法之檢定臨界值參照 Fuller, 1976, p.373。() 內為最適落遲期數。* 為在顯著水準 5% 下，reject 虛無假設。

註 3：PP 檢定法之最適落遲期數乃經由 Newey-West 自動汰選方式(Newey and West, 1992) 自動汰選，而檢定統計量則參照 Mackinnon 臨界值。* 為在顯著水準 5% 下，reject 虛無假設。

表 3 雞肉價格序列之單根檢定¹

	τ_{τ}			τ_{μ}			τ		
	ADF ²	AIC	PP ³	ADF	AIC	PP	ADF	AIC	PP
G	-1.05	7.02(1)	-0.17(3)	-0.95	6.26(1)	-0.71(3)	-0.97	6.89(1)	-0.11(3)
Δ G	-4.69*	6.82(1)	-4.55*(2)	-4.29*	6.30(1)	-5.28*	-5.04*	5.28(1)	-4.55*(2)
H	-4.78*	5.89(1)	6.45*(3)	-3.95*	5.21(1)	4.65*(3)	-1.21	5.97(1)	8.19*(2)

資料來源：本研究整理

註 1：G：民國 55-85 年原始國內雞肉價格序列， Δ G：民國 55-85 年國內雞肉價格一次差分序列，H：民國 55-85 年原始國際雞肉價格。

註 2：ADF 檢定法之檢定臨界值參照 Fuller, 1976, p.373。() 內為最適落遲期數。* 為在顯著水準 5% 下，reject 虛無假設。

註 3：PP 檢定法之最適落遲期數乃經由 Newey-West 自動汰選方式(Newey and West, 1992) 自動汰選，而檢定統計量則參照 Mackinnon 臨界值。* 為在顯著水準 5% 下，reject 虛無假設。

經由以上檢定與分析可知，民國 55-63 年國內牛肉價格之原始序列、民國 55-85 年國際豬肉及雞肉價格之原始序列、以及經過一次差分轉換

之民國 55-63 年國際牛肉價格、民國 64-85 年之國內、國際牛肉價格序列與民國 55-85 年國內豬肉、雞肉價格之時間序列，均為定態時間序列（表 4），因此本文將利用這些定態序列進行各項相關檢定。該項分析也大致指出：不同時期的國內外牛肉、豬肉與雞肉價格的走勢具有不同程度的波動性，在未來國內農產品因加入 WTO 而須走向更深層次的貿易自由，國內牛肉、豬肉或雞肉的價格將因市場需進一步整合而使彼此間的波動有利於國內上述各項產品的價格變動可藉由國外價格的納入考量而增加其可預測性 (predictable)，此可由下述有關市場共整合之分析獲得進一步確認。

表 4 各時間序列之整合(Integrated) 階次

禽畜產品	時間	整合 (Integrated) 階次
牛肉	民國 55-63 年國內價格 (A)	I(0)
	民國 55-63 年國際價格 (B)	I(1)
	民國 64-85 年國內價格 (C)	I(1)
	民國 64-85 年國際價格 (D)	I(1)
豬肉	民國 55-85 年國內價格 (E)	I(1)
	民國 55-85 年國際價格 (F)	I(0)
雞肉	民國 55-85 年國內價格 (G)	I(1)
	民國 55-85 年國際價格 (H)	I(0)

資料來源：本研究整理

二、共整合檢定

根據上述之單根檢定可知，只有民國 64-85 年之國內、國際牛肉價格為非定態且具有相同整合階次（1 階）之時間序列，故在此只針對民國 64-85 年之國內、國際牛肉價格序列進行共整合檢定分析。在分析民國 64-85 年之國內、國際牛肉價格序列之共整合之前，必須先選擇適當

的落遲期數，有關落遲期數之選擇，本研究將先以 Akaike's Information Criterion (AIC) 為判定準則，再檢定是否通過殘差錯誤設定檢定 (residuals misspecification tests)，其中以 Ljung-Box 之 Q test 及 Godfrey 之 LM test (Lagrange multiplier test) 進行自我相關檢定；至於殘差項是否服從常態分配，則以 J-B 常態檢定量加以檢定。結果如表 5 所示，在落後期數為 2 時，通過顯著水準為 5% 之殘差自我無相關檢定並且服從常態分配。

表 5 VAR 模型之殘差檢定

	檢定方法	統計量之估計值	p-value
自我相關檢定	Ljung-Box	168.249	0.025
	LM(1)	20.624	0.198
	LM(4)	9.732	0.278
常態分配檢定	Jarque-Bera	0.418	0.709

資料來源：本研究整理

決定最適落後期數後，則以 Johansen-Juselius 之最大概似估計法檢定共整合關係，結果由 λ max 與 λ trace 檢定統計量 (表 6) 可知，在 5% 顯著水準下，無法拒絕模型中 $r = 1$ 的虛無假設，因此決定模型中具有共整合向量存在，亦即民國 64-85 年之國內牛肉價格與國際牛肉價格存在共整合關係，在長期下國內牛肉價格與國際牛肉價格之變動具有共移效果而可能趨於一致，亦即其間具有長期均衡關係。

至於民國 55-63 年之國內與國際牛肉價格、民國 55-85 年之國內與國際豬肉價格、民國 55-85 年之國內與國際雞肉價格，則因為是不具相同整合階次之序列，因此無法做共整合檢定。換言之，民國 55-63 年之國內與國際牛肉價格、民國 55-85 年之國內與國際豬肉價格、民國 55-85 年之國內與國際雞肉價格在長期下不具有一致之變動關係，其間的價格變動較無一致的波動性或因果關聯。



表 6 國內與國際牛肉價格之共整合檢定

時間序列	特徵值	λ max 檢定量	軌跡 檢定量 (λ trace)	5% 顯著水準 下 λ max 之臨界值	5% 顯著水準 下 λ trace 之臨界值	Ho:r
民國 64-85 年國內	0.648	19.578*	42.436*	16.43	17.89	0
與國際牛肉價格	0.307	2.08	2.08	4.37	4.37	1

資料來源：本研究整理

這些實證結果與我國畜禽產品市場開放政策之實施情形十分吻合。我國在民國 55-63 年時尚未開放牛肉自由進口，而豬肉、雞肉在研究期間也均為具貿易障礙之封閉市場，國外產品並不能自由流入國內，因此在長期下國內與國際畜禽產品價格並不具長期均衡關係。而民國 64-85 年我國之牛肉市場為一貿易自由化下之開放市場，國內與國際之牛肉價格會透過貿易流通而相互影響，因此民國 64-85 年國內與國際市場之牛肉價格在長期下存在一長期均衡關係，亦即其間具有因果互動關係。

三、誤差修正模型

瞭解民國 64-85 年之國內牛肉價格與國際牛肉價格存在共整合關係後，可根據 Granger representation theorem，再利用「誤差修正模型」來對變數間之長期趨勢與短期領先-落後情形加以闡述。在估計程序上仍先選擇出最適落遲期數，並檢定殘差是否無自我相關與服從常態分配（檢定結果如表 7、8 所示）。根據表 7 可知，在落後期數為 2 時，通過顯著水準為 5% 之殘差自我無相關檢定並且服從常態分配。



表 7 誤差修正模型之殘差檢定

	檢定方法	統計量之估計值	p-value
自我相關檢定	Ljung-Box	146.180	0.015
	LM(1)	9.187	0.460
	LM(4)	18.975	0.492
常態分配檢定	Jarque-Bera	1.325	0.515

資料來源：本研究整理

表 8 則顯示，當 Y_{1t} 為國內牛肉價格序列， Y_{2t} 為國際牛肉價格序列時，拒絕虛無假設，亦即國內牛肉價格序列本期的變動可透過誤差修正項而被影響，因此藉由共整合關係的存在，國內牛肉價格與國際牛肉價格間具有共同趨勢，且具有長期之互動與調整關係。在短期方面，則由 F 值檢定可知，具有顯著性，亦即國際牛肉價格在短期上有領先國內牛肉價格之現象。當 Y_{1t} 為國際牛肉價格序列， Y_{2t} 為國內牛肉價格序列時，檢定結果亦拒絕虛無假設，國際牛肉價格序列本期的變動亦可透過誤差修正項而被影響。換言之，藉由國內、外市場共整合關係的存在，國際牛肉價格與國內牛肉價格間具有共同趨勢，且具有長期之互動與調整關係，因此在長期中，國際牛肉價格之變動將帶動國內牛肉價格變動，而且國內牛肉價格之變動也會反饋至國際牛肉價格。但是在短期方面，則由 F 值檢定可知，其不具有顯著效果，因此國內牛肉價格在短期上並沒有領先國際牛肉價格之趨勢。亦即國內與國際牛肉價格在短期中，只具有單向因果關係，國際牛肉價格可能帶動國內牛肉價格之變動，但是國內牛肉價格並不會影響國際牛肉價格。這些實證結果印證民國 64-85 年的國內牛肉市場為一貿易自由化下之開放市場，外國生產的牛肉可以自由進口至國內，因此國內與國際市場之牛肉價格在長期下將存在一長期均衡關係；而短期下，基於我國為一牛肉進口小國，因此國際牛肉價格將領先國內牛肉價格，但我國之牛肉價格並不會影響國際牛肉價格。

表 8 民國 64-85 年國內、國際牛肉之誤差修正模型檢定結果¹

	誤差修正 項係數 (t 值)	落遲解釋 變數聯合 檢定 -F 值	檢定結果
Y _{1t} 國內牛肉價格序列， Y _{2t} 國際牛肉價格序列	-0.036 (-5.411)	11.178	1、在信賴水準 95% 下，reject 虛無假設， 即國內牛肉價格本期的 變動可透過誤差修正 項而被影響。 2、在信賴水準 95% 下，reject 虛無假設， 即國際牛肉價格在短期 上具有領先國內牛肉 價格之現象。
Y _{1t} 國內牛肉價格序列， Y _{2t} 國際牛肉價格序列	-0.003 (-2.975)	1.102	1、在信賴水準 95% 下，reject 虛無假設， 即國際牛肉價格本期的 變動可透過誤差修正 項而被影響。 2、在信賴水準 95% 下，無法 reject 虛無假 設，即國內牛肉價格 在短期上不具領先國 際牛肉價格之現象。

資料來源：本研究整理

註 1：t_{4,0.025} = 2.776 F_{4,18}(0.05) = 2.928



肆、結論與建議

一、結論

從本文之實證分析結果（整理如表 9）可以歸納出以下幾點結論：

1. 民國 64–85 年之國內與國際牛肉價格具有共整合關係，而且在誤差修正模型檢定下，兩者之間具有反饋效果，亦即民國 64–85 年之國內與國際牛肉價格具有長期之互動與調整關係。在短期方面，民國 64–85 年之國際牛肉價格具有領先國內牛肉價格變動之趨勢，但是國內牛肉價格並無領先國際牛肉價格變動之趨勢。
2. 民國 55–63 年之國內與國際牛肉價格、民國 55–85 年之國內與國際豬肉價格以及民國 55–85 年之國內與國際雞肉價格則不具有共整合關係。

表 9 國內與國際禽畜產品之貿易現況與價格關係

產品	國內價格	國際價格	貿易現況	長期關係	短期關係
牛肉	民國 55–63 年 牛肉價格	民國 55–63 年 牛肉價格	限量進口	不具長期關係	—
	民國 64–85 年 牛肉價格	民國 64–85 年 牛肉價格	自由進口 (課徵關稅)	具長期 均衡關係	國際價格領 先國內價格
豬肉	民國 55–85 年 豬肉價格	民國 55–85 年 豬肉價格	限制進口、 大量出口 (口蹄疫前)	不具長期關係	—
雞肉	民國 55–85 年 雞肉價格	民國 55–85 年 雞肉價格	限制進口	不具長期關係	—

資料來源：本研究整理



經由以上實證結論可知，當畜禽產品市場為一處於貿易自由化下之開放市場時（如同我國之牛肉市場），該禽畜產品之國內、外價格在長期下將存在一長期均衡關係，而短期下，國際畜禽產品價格將領先國內畜禽產品價格。因為我國在民國 55-63 年時尚未開放牛肉自由進口，豬肉、雞肉在研究期間也均為具貿易障礙之封閉市場，因此在民國 55-63 年之國內與國際牛肉價格、民國 55-85 年之國內與國際豬肉價格以及民國 55-85 年之國內與國際雞肉價格方面，均不具長期均衡關係。

二、政策涵意與建議

從本研究實證結果亦可引申出以下幾點政策涵意，並作為相關之農業產銷及貿易政策調整方向與擬定對外貿易談判策略之參考：

1. 市場開放措施對於國內、外禽畜產品市場整合程度有正面影響。
2. 國內畜禽產品價格將因市場開放程度的提高而受到國際畜禽產品價格波動或變動有更明顯的影響。
3. 國內畜禽產業宜放眼國際市場，隨時掌握國際畜禽產品產銷貿易狀況及市場資訊，機動調整產銷決策，以避免貿易自由化後，國內畜禽產品受到國際畜禽產品市場價格波動的牽連。
4. 雖然貿易自由化使得國內畜禽產品市場易受國際市場因素所影響，但也可因自由化而使得國內市場在突發性供需失衡時，得以透過進出口的調節而降低突發性價格起伏波動幅度及其負面衝擊。
5. 隨著畜禽產品市場開放程度的提高，境內價格措施將更難發揮其穩定或提高國內畜禽產品價格的功能，因此宜檢討國內畜禽產品價格支持政策與措施，並朝為國際規範所認可的「綠色政策」方向調整。
6. 牛肉、豬肉與雞肉跨產品與跨國際的共整合效果可作進一步驗證並提出相對的政策涵義是本文未來重要研究方向。



附 註

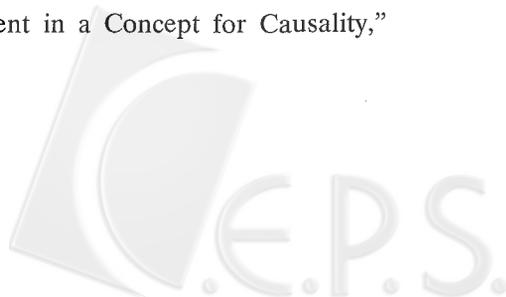
1. 利用 Akaike's Information Criterion (AIC) 為判定準則，作為最適落遲期數選取的判斷依據，其方法如下：
先選取最大落遲期數 K_{\max} ，在 $K = 1$ 至 $K = K_{\max}$ 之間，取其 AIC 值最小之 K 為最適落遲期數。其中， $K_{\max} = \text{int}[12(\frac{T^{\frac{1}{4}}}{100})] + 2$ ，int 為整數函數，T 為樣本數。 $AIC = 2[C - \log L]/T$ ，C 為參數個數，L 為概似函數。
2. 在 WTO 規範下，各國必須以削減 AMS 方式減少境內支持措施對農產貿易造成之扭曲。其中境內措施分為綠色政策及褐色政策兩種，綠色政策即為「非貿易扭曲之支持措施」。

參考文獻

- 台灣省農林廳，1966-1996，台灣農產物價統計月報，台北：台灣省農林廳。
- 行政院海關稅務司署，1972，中華民國海關進出口稅則與商品標準分類號對照表，台北：行政院。
- 行政院農業委員會，1997。養雞產業白皮書，台北：行政院農業委員會。
- 行政院農業委員會，1997。養豬產業白皮書，台北：行政院農業委員會。
- 行政院農業委員會，1997。牛羊產業白皮書，台北：行政院農業委員會。
- 行政院農業委員會，1998。我國加入 WTO 因應對策答客問，台北：行政院農業委員會。
- 徐維鑫，1998。「日本冷凍鮪魚生魚片價格之長期均衡分析 - 共整合模型之應用」，國立海洋大學漁業經濟研究所，碩士論文。
- 黃琮琪、陳太郎，1993。「降低保護程度對牛肉進口之影響」，農業金融論叢，第 29 輯，209-242。
- 彭素玲，1999。「儲蓄與投資之因果關係檢定 —— 共整合誤差修正模型之應



- 用」，經濟專論。台北：中華經濟研究院。
- 曹添旺、林金龍、朱美麗，1998。「小型開放經濟匯率長期均衡分析——台灣實證研究」，初稿。彭素玲，引用於「儲蓄與投資之因果關係檢定——共整合誤差修正模型之應用」，經濟專論。台北：中華經濟研究院。
- 劉祥熹、李崇主，2000。「台灣地區外資、匯率與股價關聯性之研究——VAR與VECM之應用」，證券市場發展季刊，第12卷，第3期，1-42。
- 洪德佳，1995。「貨幣供給及產品輸入與台灣地區農工產品價格長短期關連性之分析」，國立中興大學經濟研究所，碩士論文。
- 楊政學，1996。「貿易自由化對台灣毛豬產業衝擊之動態模擬：肉品需求體系聯結畜禽部門之應用」，國立台灣大學農業經濟研究所，博士論文。
- 廖秀梅，1996。「農產品市場間整合性與效率性之探討——以黃豆、玉米及小麥每小時期貨價格作分析」，國立成功大學會計研究所，碩士論文。
- Choudhry, T., 1996. "Interdependence of Stock Markets: Evidence from Europe During the 1920s and 1930s," *Applied Financial Economics*. 6:243-249.
- Chung, P.J. and D.J. Liu, 1994. "Common Stochastic Trends in Pacific Stock Markets," *Quarterly Review of Economics and Finance*. 34: 241-259.
- Dercon, S., 1995. "On Market Integration and Liberalization: Method and Application to Ethiopia," *The Journal of Development Studies*. 32: 112-143.
- Dickey, D. A., and W.A. Fuller, 1979. "Distribution of the Estimations For Autoregressive Time Series With Unit Roots," *Journal of American Statistical Association*. 74: 427-431.
- Engle, R.F. and C.W.J., Granger, 1987. "Cointegration And Error Correction: Representation Estimation And Testing," *Econometrica*. 55: 251-276.
- Food and Agriculture Organization, 1966-1996, *FAO trade yearbook*. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- Granger, C.W.J., 1988. "Some Recent Development in a Concept for Causality," *Journal of Econometrics*. 39: 199-211.



- Jacobson, T., A. Vredin, and A. Warner, 1998. "Are Real Wages and Unemployment Related?," *Economica*. 65: 69–96.
- Johansen, S., 1988. *The Power Function of the Likelihood Ratio Test For Cointegration*, Copenhagen: Copenhagen University Press.
- Johansen, S., 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*. 59: 1551–1580.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1992. "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*. 53: 211–244.
- Malliaris, A.G. and Urrutia Jorgel, 1996. "Linkage Between A Commodity Furthers Contracts," *The Journal of Furthers Markets*. 16: 595–609.
- Sakamoto, Y., M. Ishiguro, and G. Kitagawa, 1943. *Akaike Information Criterion Statistics*. U.S.: Kluwer Academic Publishers.
- Vousden, N, 1990. *The Economics of Trade Protection*. Cambridge: Cambridge University Press.



Trade Liberalization and Long-Run Equilibrium Relationships Between Domestic and International Livestock Prices

Rhung-Jeih Woo, Yung-Chi Chen, and Hsiang-Hsi Liu*

The main objective of this study was to explore the relevance of trade liberalization and the market integration conditions between domestic and international livestock markets. By applying the theory of cointegration, we adopted Unit Roots Test and Cointegration Method to analyze the long-run cointegrating relationships between the livestock markets of Taiwan and the world. In order to increase the reliability of the empirical results, error-correction model (ECM) was adopted as the cointegration method. The empirical analyses revealed that although all of the livestock markets showed short-run relationships between the domestic and the international markets, and the international prices led the domestic prices, the long-run cointegrating relationship existed only between the domestic and the international beef markets. Since the beef market is the only livestock market exists no non-tariff trade barriers in Taiwan, the results imply that trade liberalization could help improving the long-run cointegrating relationship between domestic and international livestock markets. Also, it has positive influences upon the status of international market integration.

Keywords: *livestock, trade liberalization, market integration, unit-root test, cointegration, error-correction model*

* Rhung-Jeih Woo is a Professor, Graduate Institute of Agricultural Economics, National Taiwan University.

Yung-Chi Chen is a Lecture, Department of International Business, She-Te University.
Hsiang-Hsi Liu is a Professor and Chairperson, Department of Cooperative Economics, National Taipei University.

