

驗證台灣地區毛豬價格單一法則

黃淑卿*、吳致寧**

毛豬是台灣最重要的畜產，其產值最大、養豬人數最多、地區分佈最廣。傳統上，單一價格法則常用來判斷一個產業的市場效率性。因此，本文將驗證台灣地區之毛豬是否符合單一價格法則的假說；即藉由檢定在不同地區批發市場之間毛豬價差的恆定性來驗證單一價格法則。如果毛豬價差具恆定性，則單一價格法則成立。本文採用 Elliott、Rothenberg 與 Stock (1996) 針對 ADF 檢定和 Ng 與 Perron (1996、2001) 針對 PP 檢定提出的修正'M'檢定以及 Nyblom 與 Harvey (2000) 提出的 NH 追蹤資料單根檢定法驗證台灣地區毛豬價格單一法則是否成立；實證結果顯示台灣地區的毛豬價差在長期具收斂性，亦即毛豬市場具效率性。本文進一步估計毛豬價差的半衰期，藉由半衰期檢視台灣毛豬價差的收斂速度；並且利用由 Engel 與 Rogers (1996、1998) 提出的引力模型檢視距離和區域效果對毛豬相對價格行爲的影響；實證結果發現區域效果對價格波動性和價格相關性有顯著的影響。

關鍵詞：單一價格法則、追蹤資料單根檢定、靴帶反覆抽樣法、引力模型

* 崑山科技大學國際貿易系副教授。作者感謝兩位匿名評審教授許多寶貴的建議。

** 國立中山大學社科院院長。

本研究承蒙國科會專題研究計畫 NSC92-2415-H-168-001-之補助。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review) , 13:2 (2008) , 99-134。

臺灣農村經濟學會出版

I、前言

毛豬是台灣最重要的畜產，其產值最大、養豬人數最多、地區分佈最廣。在 1997 年台灣地區主要農漁產品之商品化比率（銷售量/生產量）均達 95% 以上，顯示農漁民之生產係以市場導向為主之型態，農漁產品對市場之依賴度益加密切，因此市場交易價格將直接影響農漁民之生計。自 1986 年以來毛豬產業即成為我國農業單項產值最高之產業，根據統計資料顯示，在 2002 年農業產值約為 3,528 億元，而畜產產值占農業生產總值之 28.69%；在各畜禽產品產值結構方面，以毛豬占 45.70% 最多。由於國民所得提高，國人對動物性蛋白質需求日益殷切，並在業者從事毛豬品種改良及飼養管理技術改進的配合下，台灣的養豬事業得以迅速發展。

台灣地區的毛豬運輸通常是將毛豬由產地運到肉品市場做第一次活體交易，以拍賣方式決定價格（註 1）；肉品市場具有集中、均衡與分散的功能，位居台灣毛豬運銷體系的樞紐地位。由於毛豬的主要產地在中南部，而主要消費地集中於北部，遂形成南豬北運的運銷型態，此可能會造成台灣地區毛豬價格的差異而發生套利行為，進而影響毛豬市場上的供需平衡。在台灣毛豬市場中，個別養豬戶並無法決定價格，而買賣雙方能自由的進入主要城市中之毛豬拍賣市場。為了使毛豬市場更具競爭性，農委會在主要的縣市中設立約 23 個非營利性的毛豬拍賣市場，此促進大部分豬肉零售商從拍賣市場購買毛豬的交易價格更具透明化，因此毛豬價格的形成，完全由供需決定。

傳統上單一價格法則（law of one price）常用來判斷一個產業的市場效率性。單一價格法則是指兩地的相同產品出現不同價格時，套利者會購買低價市場的產品後再轉售給高價市場的消費者，直到兩地的價格相同；即相同商品的價值不會因為地理位置差異而有所不同（註 2），因此本文目的在驗證台灣地區之毛豬批發價格是否符合單一價格法則；即藉由檢定在不同地區

批發市場之間毛豬價差的恆定性來驗證單一價格法則假說。如果毛豬價差是具恆定性，則單一價格法則成立。

有關購買力平價說 (Purchasing Power Parity, 以下簡稱 PPP) 或是單一價格法則的實證文獻眾多, 其檢定方法從傳統的 ADF 和 PP 檢定到最近盛行的追蹤資料單根檢定法 (panel unit root test) 進行分析 (註 3); 例如, Edison、Gagnon 與 Melick (1987) 和 Abauf 與 Jorion (1990), 利用國際資料檢視 PPP 是否成立, 實證結果發現在長期時 PPP 是成立的; 此外, 其亦估計美國境內相對價格收斂性, 實證發現美國境內相對價格半衰期 (half-life) 比利用國際資料檢視 PPP 的半衰期還要長。Parsley 與 Wei (1996) 利用美國境內 48 個城市的價格水準, 估計相對價格收斂性, 實證結果發現美國境內價格收斂速度比利用國際價格的收斂速度快; Parsley 與 Wei 並且利用 ADF 單根法檢定美國城市之間不同種類貿易財和非貿易財的單一價格法則是否成立, 實證結果是接受單一價格法則。Rogoff (1996) 實證研究發現利用國際資料計算的實質匯率是不支持 PPP, 而且實質匯率收斂率較慢。Culver 與 Papell (1999) 和 Cecchetti、Mark 與 Sonora (2002) 使用 Levin、Lin 與 Chu (2002) 和 Im、Pesaran 與 Shin (2003) 分別建議的 LLC 和 IPS 追蹤資料單根檢定法, 檢定美國境內主要城市的相對價格是否具 PPP, 實證結果支持 PPP。Chen 與 Devereux (2003) 檢視自 1918 年美國城市相對價格之離散 (dispersion) 程度, 實證發現美國境內城市的相對價格收斂性和離散程度是比 OECD 國家慢, 其質疑美國境內城市的相對價格收斂率慢是造成實質匯率為非恆定時間序列的原因。黃彥修與梁高榮 (2005) 利用單根檢定和共整合檢定進行驗證台灣北、中、南三大花卉市場的效率性; 實證結果發現三大花卉批發市場拍賣均價存在著長期的均衡關係, 即三大花卉市場批發價格符合單一法則。黃致穎與梁高榮 (2005) 利用單根檢定和門檻共整合檢定進行驗證國內花卉供應鏈的批發價格的單一法則; 實證結果發現交易成本的摩擦力會妨礙產品在市場之間的流動。Fan 與 Wei (2006) 利用中國大陸從

計劃經濟到市場經濟的轉變，進行驗證市場效率性；即 Fan 與 Wei 利用中國境內不同地區之原物料、民生消費財以及農產品的價格波動收斂性，進行檢視中國經濟體不同財貨市場價格的單一價格法則是否成立。Fan 與 Wei 利用 Maddala 與 Wu (1999) 提出追蹤資料單根檢定法驗證單一價格法則，實證結果發現在中國境內市場價格是符合單一價格法則，顯示中國國內市場具效率性，此研究結果支持中國在經濟改革上十分成功的將計劃經濟轉變成市場經濟。Sonora (2008) 檢視美國單一通貨區內相對價格的收斂性，進行探討相對價格之收斂性是否為實質匯率收斂速度慢的來源，此外，Sonora 將美國分成四個異質區域，分別以不同的城市為基準城市檢視價格收斂速度；實證結果支持美國境內城市之間的相對價格具單一價格法則，並且以分區估計之價格收斂率比將美國當作一個區域的價格收斂率快，而距離效果是造成此結果的主要因素之一。

傳統的文獻大部份是利用 ADF 單根檢定法來驗證單一價格法則是否成立；然眾所皆知的是單一方程式之單根檢定在根接近於一時之檢力不高，爲了提高檢定之檢力以及減少資料的扭曲誤差 (size distortion)，本文採用 Elliott、Rothenberg 與 Stock (1996) 針對 ADF 檢定和 Ng 與 Perron (1996、2001) 針對 PP 檢定提出的修正'M'檢定 (modified 'M' test) 以及 Nyblom 與 Harvey (2000) 提出的 NH 追蹤資料單根檢定法進行檢定。雖然 Levin、Lin 與 Chu (2002) 提出了 LLC 追蹤資料單根檢定法，此方法是透過聯合橫斷面資料以提高檢定的檢力；然而 LLC 檢定法的對立假設爲不同地區有相同的自迴歸係數，從實證的角度而言，這是一個頗爲牽強的假設，比較合理的假設應允許不同城市存有不同之調整速度；其次，許多實證檢定方法之分析中忽略了模型之迴歸殘差項具同期相關之可能性，事實上各城市之間的價格會受到共同干擾的影響而出現同期相關性之現象；最後，LLC 檢定法之虛無假設爲所有變數均具單根，若拒絕虛無假設，僅能表示變數中至少有一個恆定數列，而非所有變數皆具恆定，在此情況下，並沒有足夠的訊息判斷台灣地區

毛豬價格是否具單一價格法則。爲了改善在實證方法中的諸多限制，本文將採用 Nyblom 與 Harvey (2000) 提出的 NH 追蹤資料單根檢定法，驗證台灣地區毛豬價格是否符合單一價格法則假說。在實證模型中，允許迴歸殘差項具同期相關性和序列相關性，並且以靴帶反覆抽樣法 (bootstrap) 模擬檢定統計量之臨界值，以解決有限樣本偏誤的問題。

如果實證結果顯示台灣地區的毛豬價格在長期時收斂，其結果支持單一價格法則假說，亦即指出毛豬市場是具效率性的市場。本文將進一步估計毛豬價差的半衰期，藉由半衰期檢視台灣毛豬價差的收斂速度；並且利用由 Engel 與 Rogers (1996、1998) 提出的引力模型 (gravity model) 檢視距離以及區域效果對毛豬相對價格行爲的影響；即本文將利用不同城市之毛豬價格波動性和不同城市毛豬價格相關性作爲因變數，分別和城市間之距離、城鄉發展以及區域效果等自變數進行迴歸分析，檢視那些因素會影響台灣地區毛豬相對價格的波動性，並且探討是否存在距離效果和區域效果。若單一價格法則不成立時，吾人將探討在長期時毛豬市場爲何存在套利空間而無法消除；並且檢視是否因各地的交易方式、產銷制度、經營方式等因素，是否造成毛豬市場不具效率性；即藉由驗證台灣地區毛豬單一價格法則之實證結果將可增加對國內毛豬市場制度及毛豬價格波動的探討。

根據上述，本文架構如下：第一節前言，說明研究動機與目的。第二節實證模型，本節將介紹單一價格法則實證模型。第三節實證方法，本節將依序介紹修正'M'檢定、KPSS 檢定和 NH 檢定的方法。第四節實證分析，本節將不同檢定方法之實證結果進行分析外，並利用引力模型探討區域和距離效果對毛豬價格行爲的影響。第五節結論。

II、實證模型

購買力平價理論在國際金融的均衡匯率決定理論中一直扮演著重要的角

色。如果兩國之間，同質性的財貨價格不一致，就會產生國際貿易行爲，貿易商將進行買低賣高的交易行爲，一直到兩國間的財貨價格趨於一致才停止。同理，在一國內不同的城市，同質性財貨價格不相等時，經由商品市場的套利行爲，最終將使不同城市間的同質性財貨只存在一種價格，此爲單一價格法則；即單一價格法則是指不考慮運輸成本、關稅、貿易障礙和交易成本的情況下，經由商品套利結果將使國際間或不同城市間以相同通貨表示的同質性貿易財只存在一種價格。

根據上述，本文將探討台灣不同城市間的毛豬價格是否符合單一價格法則。單一價格法則理論模型表示如下：

$$q_t = p_{i,t} - p_{0,t} \quad (1)$$

式中 $p_{i,t} = \ln(P_{i,t})$ 是城市 i 價格取對數後的價格， $p_{0,t} = \ln(P_{0,t})$ 是基準城市價格取對數後的價格。若單一價格法則假說成立，式(1)可寫爲：

$$p_{i,t} - p_{0,t} = u_t \quad (2)$$

式(2)中誤差項 $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ ，此隱含著不同城市間毛豬價格有一對一關係，藉由共積向量可表示爲 $(1, \beta)' = (1, -1)'$ 。前述討論是從理論假說成立下的觀點而言，然實證上價差 q_t 究竟爲一恆定或非恆定序列則爲本文之研究重點；故本文將利用不同的單根檢定法進行驗證。

III、實證方法

由於最近的研究發現 ADF 和 PP 單根檢定在小樣本下有較低的檢力，而且檢定統計量普遍存在誤差扭曲；單根檢定對高持續性（persistent）的總體經濟數列檢力不高的事實，使得無法拒絕單根的既定事實似乎得到合理的解釋，因此在實證研究上，接受或拒絕總體經濟變數具恆定性是頗受爭議的；故本文採用修正'M'檢定、KPSS 檢定以及 NH 追蹤資料單根檢定法，驗證台

灣地區毛豬價格是否符合單一價格法則。

3.1 修正'M'檢定 (modified 'M' tests)

為了減輕 ADF 和 PP 單根檢定的問題，Elliott、Rothenberg 與 Stock (1996) 針對 ADF 檢定和 Ng 與 Perron (1996、2001) 針對 PP 檢定提出更具效率性的 GLS 估計確定項的估計方式，這些檢定方法分別為 t_{MADF} 、 MZ_ρ 和 MZ_t ，統稱為修正'M'檢定；修正'M'檢定的虛無假設為變數具非恆定性，對立假設為變數具恆定性。修正'M'檢定模型如下：

$$\begin{aligned} q_t &= d_t + u_t \\ u_t &= \rho u_{t-1} + v_t \end{aligned}$$

上式中 v_t 是平均數為零的恆定過程，而且假設 $v_t = \sum_{j=0}^{\infty} \phi_j e_{t-j}$ ， e_t 是 $\sigma_u^2 < \infty$ 的隨機漫步項 (random walk)， $d_t = \psi' z_t$ 為一組確定項變數。Elliott、Rothenberg 與 Stock (1996) 提出 t_{MADF} 檢定方法，此相對於傳統的 ADF 檢定，具有較高的檢力，檢力的提高來自於此檢定使用更具效率的 GLS 方式來估計 ADF 迴歸式。 t_{MADF} 檢定則執行式(3)的 ADF 迴歸式，檢定 β 是否為 0。

$$\Delta \tilde{q}_t = \beta \tilde{q}_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \phi_j \Delta \tilde{q}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

上式中 $\tilde{q}_t \equiv q_t - \hat{\psi}' z_t$ ， $\hat{\psi}$ 是極小化 $SA(\hat{\rho}, \hat{\psi}) = (q_t^{\hat{\rho}} - \hat{\psi}' z_t^{\hat{\rho}})' (q_t^{\hat{\rho}} - \hat{\psi}' z_t^{\hat{\rho}})$ ，而此處 $(q_t^{\hat{\rho}}, z_t^{\hat{\rho}}) \equiv (q_1, (1 - \hat{\rho}L)q_t)$ ， $t = 2, \dots, T$ ，在此 $\hat{\rho} = 1 + \bar{c}/T$ ，Elliott、Rothenberg 與 Stock 建議當模型含常數項或常數項和時間趨勢項時， $\bar{c} = (-7.0, -13.5)$ 。 t_{MADF} 檢定統計量為：

$$t_{MADF} = \tilde{\beta} / RSE(\tilde{\beta})$$

上式中 $\tilde{\beta}$ 為 Elliott、Rothenberg 與 Stock 提出具效率的 GLS 方式來估計 ADF 迴歸式參數值。

Ng 與 Perron (2001) 提出修正 PP 檢定的 MZ_ρ 和 MZ_t 檢定方法，以提高檢力並且當資料具有 MA 項時可減輕資料誤差扭曲， MZ_ρ 和 MZ_t 檢定統計量分別為：

$$MZ_\rho = \left(T^{-2} \tilde{q}_t^2 - s_{AR}^2 \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (4)$$

$$MZ_t = MZ_\rho * MSB \quad (5)$$

上式中 $MSB = \left[\frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{q}_{t-1}^2}{s_{AR}^2} \right]$ ，而 $s_{AR}^2 = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 / (1 - \tilde{\phi})$ 為殘差項 v_t 之迴歸殘差平方和，

在此 $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = (T-k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$ ，而 $\tilde{\phi} = \sum_j \hat{\phi}_j$ 則為 OLS 估計式(3)而得， k 則為滯延期數。

3.2 KPSS 檢定

本文採用由 Kwiatkowski *et al.* (1992) 提出的 KPSS 檢定法進行檢定，KPSS 檢定法以變數具恆定為虛無假設，而以變數具非恆定為對立假設。KPSS 檢定假設時間數列式由隨機漫步項、確定趨勢項與恆定項所組成，其檢定模型如下：

$$\begin{aligned} q_t &= \lambda t + \alpha_t + \varepsilon_t \\ \alpha_t &= \alpha_{t-1} + u_t, \quad \alpha_0 = \alpha, \quad t = 1, 2, \dots, T \end{aligned} \quad (6)$$

上式中 $\{\varepsilon_t\}$ 是一平均數為零的線性恆定過程 (liner process)，而 $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$ 。KPSS 檢定是根據式(6)迴歸得到殘差項 $\hat{\varepsilon}_t$ ，利用非參數化的方式，估計殘差項 $\hat{\varepsilon}_t$ 的長期變異數 s_ε^2 。KPSS 檢定統計是 LM 檢定，其檢定

統計量為：

$$\eta = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s_\varepsilon^2} \quad (7)$$

式中 $s_t = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$ 是部份殘差平方和。由於 KPSS 檢定統計量對於估計長期變異數所需要設定的帶寬值 (bandwidth) 相當敏感，本文依照 KPSS 檢定的做法，使用 Bartlett kernel 設定帶寬值。

3.3 追蹤資料單根檢定法

Engel (2000) 模擬研究指出，當時間數列是由恆定項和隨機漫步項 (random walk) 所組成，則以單根過程為虛無假設的檢定法會過度拒絕虛無假設。KPSS 檢定法是以恆定過程為虛無假設，然而其在檢視隨機漫步項的檢力是較低的；因此，當時間數列有隨機漫步項時，其可能不會被偵測出。Caner 與 Kilian (1999) 模擬研究亦指出，假如時間數列是恆定過程，但具高持續性時，KPSS 檢定法會有較高的頻率拒絕恆定的虛無假設，即使增加樣本數對檢定力的幫助並不大；因此，本文將利用 NH 追蹤資料檢定法增加檢力。

Nyblom 與 Harvey (2000) 所提出檢定追蹤資料具恆定性的檢定方法是 KPSS 檢定的多變量延伸。首先，考慮一個具有 N 個數列沒有序列相關的簡單模型。假設追蹤資料的時間數列是由隨機漫步項與白噪音所組成，因此，模型設定如下：

$$\begin{aligned} q_{i,t} &= \delta_i + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \Sigma_\varepsilon), \quad i=1,2,\dots,N; \quad t=1,2,\dots,T \\ \mu_{i,t} &= \mu_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad \eta_{i,t} \sim iid(0, \Sigma_\eta) \end{aligned} \quad (8)$$

式中， $q_{i,t}$ 是包含 N 個時間數列， δ_i 為非零的截距項，其允許不同的數列有不同的截距項； $\mu_{i,t}$ 是隨機漫步時間數列。NH 檢定以所有數列均是恆定過程為虛無假設，亦即在檢定時間數列中是沒有隨機漫步項；故 NH 檢定統計量的虛無假設與對立假設可寫成： $H_0: \sum_{\eta} = 0, H_a: \sum_{\eta} > 0$ 。在虛無假設下，所有時間數列均具恆定性質；在對立假設下，部份或全部時間數列具單根性質。

由於總體經濟變數大部份是具自我序列相關，而 NH 檢定是在誤差項沒有自我序列相關的假設下所建構的，為使 NH 檢定能有效應用，我們必須允許時間數列具有自我序列相關。考慮相同的模型，與(8)式最大的不同處在於利用參數化的方式來處理干擾項 $\{\varepsilon_{i,t}\}$ 之自我相關問題；其模型設定如下：

$$\begin{aligned} \alpha_i(L)q_{i,t} &= \delta_i + \mu_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad \varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \Sigma_{\varepsilon}), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \\ \mu_{i,t} &= \mu_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad \eta_{i,t} \sim iid(0, \Sigma_{\eta}) \end{aligned} \quad (8)'$$

式中， $\alpha_i(L) = 1 - \alpha_{i,1}L - \dots - \alpha_{i,p_i}L^{p_i}$ ，為滯延因子的 p 階多項式，不同時間數列有不同的滯延期數。

由於 AR 係數在虛無假設和對立假設下的估計必須具一致性，於是本文採用由 Leybourne 與 McCabe (1994) 的建議，利用 AR 參數化的方式，以最大概似法 (Maximum Likelihood Estimator) 求得一致性估計值來處理自我序列相關的問題。其做法是將(8)'式差分可得縮減式 (reduce form) 如下：

$$\alpha_i(L)\Delta q_{i,t} = (1 - \theta_i L)\zeta_{i,t} \quad (9)$$

式中， $\alpha_i(L)$ 的定義如上述， $\zeta_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{\zeta_i}^2)$ (註 4)。在虛無假設 $\theta_i = 1$ 成立下， $q_{i,t}$ 數列為 $AR(p_i)$ 的恆定過程，而在對立假設 $|\theta_i| < 1$ 成立下， $q_{i,t}$ 數列為一個 $ARIMA(p_i, 1, 1)$ 非恆定的過程。

首先，我們以一 $ARIMA(p_i, 1, 1)$ 過程配適 $q_{i,t}$ ，而 $AR(p_i)$ 的階次認定則採

用 AIC 做階次的認定，並且此 $ARIMA(p_i,1,1)$ 數列的殘差必須符合白噪音；找出最適階次後，再以最大概似法估計 $\hat{\alpha}_i(L)$ ，最後利用 $\hat{\alpha}_i(L)$ 估計值建立新的不具序列相關的數列 $q_{i,t}^*$ ：

$$q_{i,t}^* = q_{i,t} - \hat{\alpha}_i(L)q_{i,t} \quad (10)$$

本文利用 $q_{i,t}^*$ 進行 NH 檢定。而 NH 檢定統計量為：

$$\xi_N = tr[S^{-1}C], \quad (11)$$

式中， S 是長期變異數矩陣 (long-run error covariance matrix) 的估計值，其估計式如下：

$$S = T^{-1} \sum_{t=1}^T (q_t^* - \bar{q}^*) (q_t^* - \bar{q}^*)' \quad (12)$$

式中， $\bar{q}^* = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T q_t^*$ ，而 C 是部份殘差平方和 (squared partial residual sum)，

其估計式如下：

$$C = T^{-2} \sum_{j=1}^T \left[\sum_{t=1}^j (q_t^* - \bar{q}^*) \right] \left[\sum_{t=1}^j (q_t^* - \bar{q}^*) \right]' \quad (13)$$

在 KPSS 檢定中，其僅注視在個別數列的部份殘差平方和 (即僅探討 C 矩陣中的對角線因子 $\left[\sum_{t=1}^j (q_{k,t}^* - \bar{q}_k^*) \right]^2$)，然而，NH 檢定不但能說明個別數列的

部份殘差平方和，還可解釋不同數列間部份殘差平方和之相關性 (即在 NH 檢定中多探討 C 矩陣中的非對角線因子 $\left[\sum_{t=1}^j (q_{k,t}^* - \bar{q}_k^*) \right] \left[\sum_{t=1}^j (q_{l,t}^* - \bar{q}_l^*) \right]$)。因此，

NH 檢定會比 KPSS 檢定有更多的訊息檢視出資料中的恆定性質。

ξ_N 統計量在恆定的虛無假設下之極限分配 (limiting distribution) 爲：

$$\xi_N \rightarrow^d \int_0^1 B(u)' B(u) du = \sum_{k=1}^{\infty} (\pi k)^{-2} u_k' u_k \quad (14)$$

式中， $u_k \sim NID(0, I_N)$ ， $B(u)$ 是具 N 個空間的 standard vector Brownian bridge (註 5)。

由於 KPSS 檢定統計量對於估計自我序列相關和長期共變異數相當敏感，於是本文採用 Nyblom 與 Harvey (2000) 建議以非參數化 (nonparametric) 的方式估計干擾項之長期共變異數來代替參數化 (parametric) 的估計，其長期共變異數估計爲：

$$S(m) = \hat{\Gamma}_0 + \sum_{\tau=1}^{\tau=m} \omega(\tau) [\hat{\Gamma}_{\tau} + \hat{\Gamma}_{\tau}']$$

式中 $\omega(\tau) = 1 - \tau / (m + 1)$ 爲 Bartlett kernel (註 6)， m 爲帶寬參數 (bandwidth parameter)。而 $\hat{\Gamma}(\tau)$ 的估計式爲：

$$\hat{\Gamma}(\tau) = T^{-1} \sum_{t=\tau+1}^T (q_t^* - \bar{q}^*) (q_{t-\tau}^* - \bar{q}^*)'$$

一般而言，用非參數化修正的檢定統計量會減少小樣本的偏誤，因此，在型 I 誤差的表現上會較穩健。

IV、實證分析

爲了改善 ADF、PP 檢定之檢力以及減輕資料的誤差扭曲，本文採用以非恆定時間序列爲虛無假設的 'M' 檢定進行檢定，並且亦以恆定時間序列爲虛無假設的 KPSS、NH 檢定法進行驗證台灣地區毛豬價格是否符合單一價格法則假說。

4.1 資料來源

本文以台灣地區高雄市、台北縣、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、大安區、台中市、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、嘉義市、台南縣、台南市、岡山市、鳳山市、旗山鎮、屏東縣、台東縣、花蓮縣、澎湖縣等 22 個城市毛豬批發價格（註 7）、22 個城市家庭平均每戶全年薪資收入，以及 22 個城市之間距離（註 8）等資料作一實證研究；其資料來源分別為台灣地區農產品批發市場年報、台灣地區家庭收支調查報告以及國道電子地圖（2003）。本文將毛豬批發價格資料分成 2 組，其中一組是高雄市、台北縣、桃園縣、大安區、台中市、雲林縣、嘉義縣、嘉義市、台南市、岡山市、鳳山市、旗山鎮、屏東縣、澎湖縣等 14 個城市，期間起迄是從民國 69 年 12 月至民國 90 年 12 月共 238 筆資料，另一組則是全部 22 個城市，期間起迄是從民國 75 年 3 月至民國 90 年 12 月共 175 筆資料（註 9）。

4.2 實證結果分析

在進行單根檢定前，本文先計算台灣地區毛豬價格之變異係數（註 10）檢視毛豬價格的離散程度。當變異係數增加表示毛豬價格離散程度上升，而毛豬價格離散程度逐年下降，顯示台灣地區毛豬價格變異係數有收斂的現象，在傳統上可視為市場整合的改善。從圖 1 變異係數可知，當資料期間從民國 69 年 12 月至民國 90 年 12 月，共 14 個城市的毛豬價格變異係數大部份是在 0.01 以下，最高的變異係數亦不超過 0.025；當資料期間從民國 75 年 3 月至民國 90 年 12 月，共 22 個城市的毛豬價格變異係數大部份是在 0.01 以下，最高的變異係數亦不超過 0.025。從圖形中可知，隨著時間經過不同城市之毛豬價格的變異係數並沒有發散的趨勢，此可能因為運輸與通訊的發達改善市場整合而造成台灣地區之毛豬價格具收斂性。

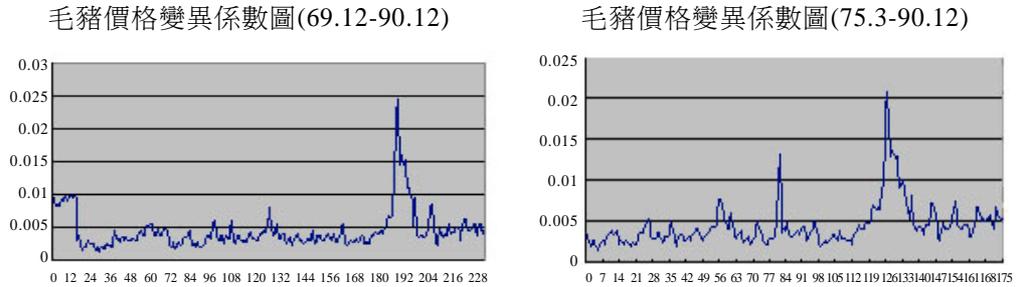


圖 1 變異係數圖

資料來源：本研究。

4.2.1 修正的'M'單根檢定

在修正'M'檢定模型中，本文分別以不具時間趨勢和具時間趨勢之 $MADF$ 、 MZ_{ρ} 、以及 MZ_t 統計量進行檢定，而模型中最適落後期數之選取則以 Modified Information Criteria (以下簡稱，MIC) 來判斷 (註 11)。從表 1、表 2 可知，當資料期間為民國 69 年 12 月至民國 90 年 12 月，不論模型是否具時間趨勢，除了澎湖縣，所有城市的毛豬價格在 10% 之顯著水準下均是恆定的時間數列；當資料期間為民國 75 年 3 月至 90 年 12 月，檢定模型不具時間趨勢，所有城市的毛豬價格在 5% 之顯著水準下均是恆定的時間數列；而檢定模型具時間趨勢，除了澎湖縣 (註 12)，其餘所有城市的毛豬價格均是恆定的時間數列。

從表 3 可知，當毛豬價格資料期間從民國 69 年 12 月至民國 90 年 12 月，13 個城市毛豬價差之單根檢定中 (註 13)，以台北縣毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，13 個城市的毛豬價差在 5% 顯著水準下均拒絕單一價格法則；若檢定模型具時間趨勢時，有 3~6 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。以台中市毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 2 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；若檢定模型具時間趨勢時，有 3 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。以高雄市毛

豬價格為基準價格，當檢定模型不具時間趨勢時，有 1~2 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；若檢定模型具時間趨勢時，有 1~4 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。

從表 4 可知，當毛豬價格資料期間從民國 75 年 3 月至民國 90 年 12 月，21 個城市毛豬價差之單根檢定中，以台北縣毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 3~4 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 4~9 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。以台中市毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 4~5 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 2 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。以高雄市毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 3~6 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 6~7 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。以花蓮縣毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 11 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 12~13 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。

4.2.2 KPSS 檢定

前述之修正‘M’檢定是以非恆定時間序列為虛無假設，在此本文亦採用以恆定時間序列為虛無假設的 KPSS 檢定法檢定台灣地區毛豬價格是否符合單一價格法則。在 KPSS 檢定模型中，本文分別以不具時間趨勢和具時間趨勢之 η_{μ} 及 η_t 統計量進行檢定，而 KPSS 檢定的滯延階次設定為 8。從表 1、表 2 可知，當資料期間為民國 69 年 12 月至民國 90 年 12 月，不論模型是否具時間趨勢，除了澎湖縣，所有城市的毛豬價格在 10% 之顯著水準下均是恆定的時間數列；當資料期間為民國 75 年 3 月至民國 90 年 12 月，不論模型是否具時間趨勢，所有城市毛豬價格在 5% 之顯著水準下均是恆定的時間

數列，此實證結果與修正‘M’檢定法之結果是一致的。

從表 3 可知，當毛豬價格資料期間從民國 69 年 12 月至民國 90 年 12 月，13 個城市毛豬價差單根檢定中，以台北縣毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，僅台南市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，除了台中市以外，其餘的城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。以台中市毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，僅桃園縣、台南市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 9 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。以高雄市毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，僅嘉義市、岡山市、鳳山市以及澎湖縣在 5% 之顯著水準符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 6 個城市在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則。

從表 4 可知，當毛豬價格資料期間從民國 75 年 3 月至民國 90 年 12 月，21 個城市毛豬價差之單根檢定中，以台北縣毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，僅新竹縣、台南市、台東縣和澎湖縣在 5% 之顯著水準下符合單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，僅桃園縣在 5% 之顯著水準下拒絕單一價格法則。以台中市為基準城市價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 8 個城市在 5% 之顯著水準下拒絕單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 5 個城市在 5% 之顯著水準下拒絕單一價格法則。以高雄市毛豬價格為基準價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 10 個城市在 5% 之顯著水準下拒絕單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，有 8 個城市在 5% 之顯著水準下拒絕單一價格法則。以花蓮縣為基準城市價格，檢定模型不具時間趨勢時，有 7 個城市在 5% 之顯著水準下拒絕單一價格法則；而檢定模型具時間趨勢時，除了台中市，其餘 20 個城市在 5% 之顯著水準下是符合單一價格法則。

表 1 毛豬批發價格 MADF、 MZ_{ρ} 、 MZ_t 和 KPSS 單根檢定 (不含時間趨勢)

期間	Modified MADF	MZ_{ρ}	MZ_t	KPSS
69.12-90.12 (14 個城市)	13 個城市拒絕 虛無假設*	13 個城市拒絕 虛無假設*	13 個城市拒絕 虛無假設*	13 個城市接受 虛無假設
75.03-90.12 (22 個城市)	全部拒絕虛無 假設**	全部拒絕虛無 假設**	全部拒絕虛無 假設**	全部接受虛無 無假設

資料來源：本研究。

註：1. 「*」與「**」分別表示 10%、5%顯著水準下拒絕虛無假設。

表 2 毛豬批發價格 MADF、 MZ_{ρ} 、 MZ_t 和 KPSS 單根檢定 (含時間趨勢)

期間	Modified MADF	MZ_{ρ}	MZ_t	KPSS
69.12-90.12 (14 個城市)	13 個城市拒絕 虛無假設**	13 個城市拒絕 虛無假設**	13 個城市拒絕 絕虛無假設**	13 個城市接受 虛無假設
75.03-90.12 (22 個城市)	21 個城市拒絕 虛無假設**	21 個城市拒絕 虛無假設**	21 個城市拒絕 虛無假設**	全部接受虛無 假設

資料來源：本研究。

註：1. 「*」與「**」分別表示 10%、5%顯著水準下拒絕虛無假設。

表 3 毛豬批發價差 MADF、 MZ_{ρ} 、 MZ_t 和 KPSS 單根檢定 (69.12-90.12)

基準城市	Modified MADF	MZ_{ρ}	MZ_t	KPSS	
不含時間趨勢	台北	0 個城市拒絕 虛無假設**	0 個城市拒絕 虛無假設**	0 個縣市拒絕 虛無假設**	13 個城市拒絕 虛無假設**
	台中	2 個城市拒絕 虛無假設**	2 個城市拒絕 虛無假設**	2 個城市拒絕 虛無假設**	11 個城市拒絕 虛無假設**
	高雄	2 個城市拒絕 虛無假設**	1 個城市拒絕 虛無假設**	1 個城市拒絕 虛無假設**	9 個城市拒絕 虛無假設**

表3 毛豬批發價差 MADF、 MZ_{ρ} 、 MZ_t 和 KPSS 單根檢定 (69.12-90.12) (續)

含 時 間 趨 勢	台北	6 個城市拒絕 虛無假設**	3 個城市拒絕 虛無假設**	3 個城市拒絕 虛無假設**	1 個縣市拒絕 虛無假設**
	台中	3 個城市拒絕 虛無假設**	3 個城市拒絕 虛無假設**	3 個縣市拒絕 虛無假設**	4 個縣市拒絕 虛無假設**
	高雄	4 個城市拒絕 虛無假設**	1 個城市拒絕 虛無假設**	1 個縣市拒絕 虛無假設**	7 個縣市拒絕 虛無假設**

資料來源：本研究。

註：1.「*」與「**」分別表示 10%、5%顯著水準下拒絕虛無假設。

表4 毛豬批發價差 MADF、 MZ_{ρ} 、 MZ_t 和 KPSS 單根檢定 (75.03-90.12)

基準 城市	Modified MADF	MZ_{ρ}	MZ_t	KPSS	
不 含 時 間 趨 勢	台北	4 個城市拒絕 虛無假設*	4 個城市拒絕 虛無假設*	3 個城市拒絕 虛無假設*	17 個城市拒絕 虛無假設*
	台中	5 個城市拒絕 虛無假設*	5 個城市拒絕 虛無假設*	4 個城市拒絕 虛無假設*	8 個城市拒絕 虛無假設*
	高雄	5 個城市拒絕 虛無假設*	4 個城市拒絕 虛無假設*	3 個城市拒絕 虛無假設*	10 個城市拒絕 虛無假設*
	花蓮	11 個城市拒絕 虛無假設*	11 個城市拒絕 虛無假設*	11 個城市拒絕 虛無假設*	7 個城市拒絕 虛無假設*
含 時 間 趨 勢	台北	9 個城市拒絕 虛無假設*	4 個城市拒絕 虛無假設*	5 個城市拒絕 虛無假設*	1 個城市拒絕 虛無假設*
	台中	2 個城市拒絕 虛無假設*	2 個城市拒絕 虛無假設*	2 個城市拒絕 虛無假設*	5 個城市拒絕 虛無假設*
	高雄	7 個城市拒絕 虛無假設*	6 個城市拒絕 虛無假設*	7 個城市拒絕 虛無假設*	8 個城市拒絕 虛無假設*
	花蓮	13 個城市拒絕 虛無假設*	12 個城市拒絕 虛無假設*	12 個城市拒絕 虛無假設*	1 個城市拒絕 虛無假設*

資料來源：本研究。

註：1.「*」與「**」分別表示 10%、5%顯著水準下拒絕虛無假設。

總結以上單一方程式之單根檢定結果，大部份台灣地區毛豬價格單一法則不成立（註 14）；然而從圖 2（註 15）不同期間的毛豬價格走勢圖可看出，台灣各地區毛豬價格的走勢非常相似，唯獨澎湖縣與其他城市不相似，然而大部份的檢定是澎湖縣的毛豬價格符合單一價格法則，而其他部份城市是不符合的。由於單一價格法則成立要求毛豬價差具恆定性，即要求毛豬價差為常數值，但當毛豬價格變異係數具收斂性時，透過前述之檢定法可能無法拒絕單根的虛無假設，這顯然是忽略了市場整合的提升帶來價差收斂率提高所產生的非恆定時間序列實證結果（註 16），故毛豬價格變異係數具收斂性而毛豬價差為非恆定時，並不表示單一價格法則不成立。

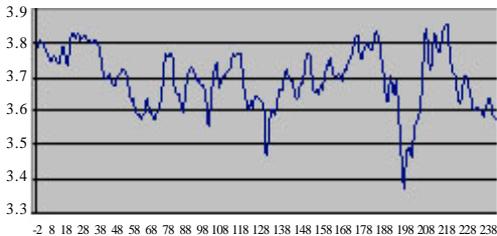
台北縣毛豬價格(69.12-90.12)



桃園縣毛豬價格(69.12-90.12)



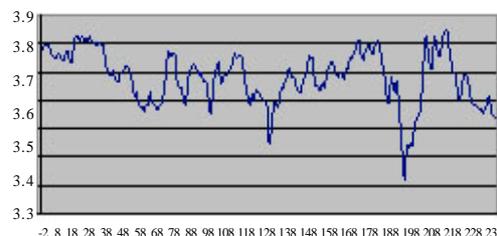
大安區毛豬價格(69.12-90.12)



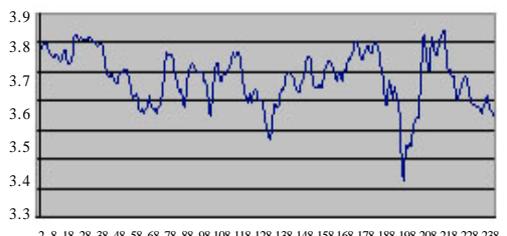
台中市毛豬價格(69.12-90.12)



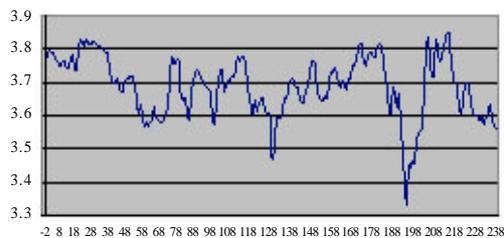
雲林縣毛豬價格(69.12-90.12)



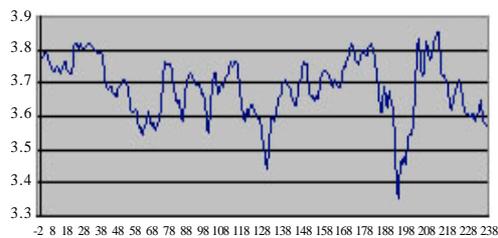
嘉義縣毛豬價格(69.12-90.12)



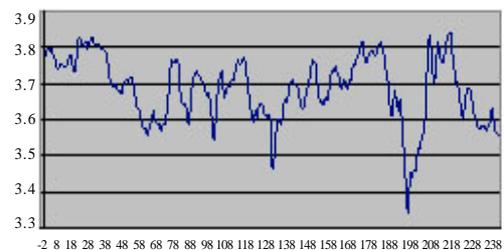
嘉義市毛豬價格(69.12-90.12)



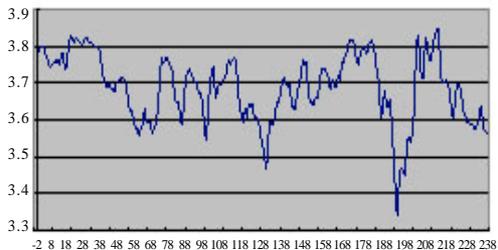
台南市毛豬價格(69.12-90.12)



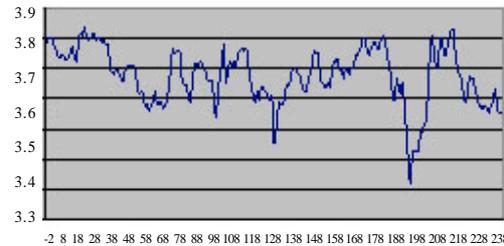
岡山區毛豬價格(69.12-90.12)



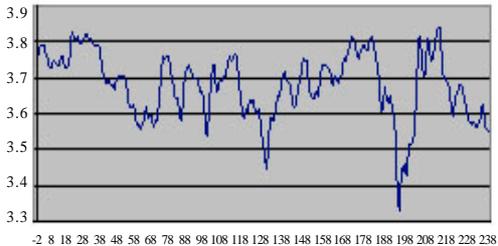
鳳山區毛豬價格(69.12-90.12)



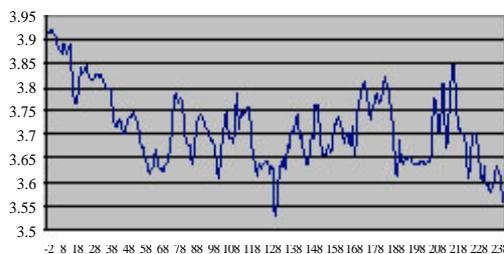
旗山區毛豬價格(69.12-90.12)



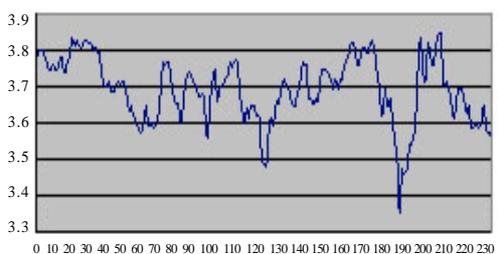
屏東縣毛豬價格(69.12-90.12)



澎湖縣毛豬價格(69.12-90.12)



高雄市毛豬價格(69.12-90.12)



宜蘭縣毛豬價格(75.03-90.12)



新竹縣毛豬價格(75.03-90.12)



苗栗縣毛豬價格(75.03-90.12)



彰化縣毛豬價格(75.03-90.12)



南投縣毛豬價格(75.03-90.12)



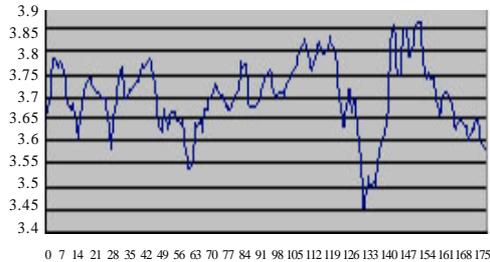
台南縣毛豬價格(75.03-90.12)



台東縣毛豬價格(75.03-90.12)



花蓮縣毛豬價格(75.03-90.12)



4.2.3 追蹤資料單根檢定實證分析

由於市場整合的提升，可能使城市之間的毛豬價格具相關性，然而單一方程式之單根檢定忽略了模型之迴歸殘差項具同期相關之可能性，從實證的角度而言，這是一個頗不合理的假設，故本文在進行追蹤資料單根檢定之前，先以 LM (Lagrangian Multiplier) 檢定法驗證不同城市之間毛豬價格是否具有橫斷面依存性；即以 LM 檢定法驗證干擾項相關係數矩陣非對角線因子是否為零 (註 17)。LM 檢定的虛無假設是橫斷面個數之間不具相依性，而以橫斷面個數之間具相依性為對立假設。本文根據 ADF 檢定中的迴歸模型進行 LM 檢定；從表 5 LM 檢定統計量可知，不論是橫斷面個數為 14 個城市或是 22 個城市，在 5% 的顯著水準下均是拒絕橫斷面之間不具相依性的虛無假設，即不同城市之間毛豬價格具同期相關性。從 LM 檢定可知台灣地區城市之間毛豬價格是具有同期相關性，為了修正小樣本的偏誤及允許數列間之同期相關性，本文以靴帶反覆抽樣 (註 18) 模擬 NH 檢定 ξ_N 統計量之小樣本分配的臨界值。首先，本文以一 $ARIMA(p_i,1,1)$ 過程配適 $u_{i,t}$ ，而 $AR(p_i)$ 的階次認定則採用 AIC 法則進行階次的認定，並且此 $ARIMA(p_i,1,1)$ 數列的殘差必須符合白噪音；表 6、表 7 中的 NH 檢定 ξ_N 統計量的臨界值是根據 SUR 估計法所估計出的參數值，本文以 $\beta_i=0.05$ 模擬資料並且計算 ξ_N 統計量 90%、95% 以及 99% 的臨界值。從表中數值可看出分別以參數化估計長期變異數矩陣和非參數化估計長期變異數矩陣的統計量均小於 $\beta_i=0.05$ 之臨界值，顯示不論在 10%、5% 以及 1% 的顯著水準下，實證結果接受所有變數具恆定的虛無假設，且此一結論不受橫斷面的城市數影響 (註 19)；即台灣地區之毛豬價格單一法則成立。

表 5 LM 檢定

城市數	14	22
LM	14704*	30207*

資料來源：本研究。

註：1. 「*」表示 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

表 6 NH 檢定

城市數	參數化估計	90%臨界值	95%臨界值	99%臨界值
13 (以台北縣為基準)	16.931	21.257	22.359	23.952
13 (以台中市為基準)	18.040	22.221	23.178	24.803
13 (以高雄市為基準)	19.242	23.026	23.990	25.771
21 (以台北縣為基準)	15.746	18.267	18.875	19.907
21 (以台中市為基準)	15.512	19.452	20.022	20.839
21 (以高雄市為基準)	18.953	20.949	21.506	22.304
21 (以花蓮縣為基準)	12.653	17.489	18.268	19.337

資料來源：本研究。

註：1. NH 檢定統計量的帶寬 $m = \text{integer}(4(T/100)^{1/4})$ 。

2. 「*」代表在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 7 NH 檢定

城市數	非參數化估計	90%臨界值	95%臨界值	99%臨界值
13 (以台北縣為基準)	5.277	5.418	5.530	5.682
13 (以台中市為基準)	5.105	5.517	5.621	5.778
13 (以高雄市為基準)	5.484	5.644	5.761	5.925
21 (以台北縣為基準)	4.677	4.689	4.729	4.791
21 (以台中市為基準)	4.698	4.775	4.809	4.859
21 (以高雄市為基準)	5.003	5.118	5.148	5.202
21 (以花蓮縣為基準)	4.624	4.656	4.696	4.772

資料來源：本研究。

註：同表 6。

本文進一步以靴帶反覆抽樣進行 NH 檢定之檢力分析，探討此一結論是否因檢定統計量之檢力改善而有所改變。從表 8 可知，不論以那個城市為基準城市，NH 檢定之檢力在 $\beta_i = 0.10$ 時，NH 檢定的檢力是非常高的，接近於 1；在 $\beta_i = 0.05$ 之下，NH 檢定的檢力均在 90% 左右（註 20）。

表 8 NH 檢定之檢力

城市數	參數化估計		非參數化估計	
	$\beta_i = 0.05$	$\beta_i = 0.10$	$\beta_i = 0.05$	$\beta_i = 0.10$
13 (以台北縣為基準)	0.905	0.941	0.911	0.956
13 (以台中市為基準)	0.899	0.937	0.908	0.953
13 (以高雄市為基準)	0.893	0.932	0.905	0.950
21 (以台北縣為基準)	0.981	0.997	0.993	1
21 (以台中市為基準)	0.979	0.994	0.986	0.997
21 (以高雄市為基準)	0.972	0.989	0.983	0.993
21 (以花蓮縣為基準)	0.984	0.999	0.998	1

資料來源：本研究。

註：1. NH 檢定的檢力是依據小樣本的 5% 臨界值計算而得。

2. 靴帶反覆抽樣區塊之樣本數 (block size) 為 1。

4.3 區域效果分析

由於前述之實證結果支持毛豬批發市場符合單一價格法則，因此本文進一步估計毛豬價差的半衰期，藉由半衰期檢視台灣毛豬價差的收斂速度（註 21）。吾人根據 ADF 單根檢定所估計的 AR(1) 係數所對應的收斂率，觀察分區和不分區的價格行爲。從表 9 可知（註 22），當毛豬價格資料期間從民國 69 年 12 月至民國 90 年 12 月，本文將台灣地區分成 3 個（北、中、南部）區域，不論模型是否具時間趨勢，分區的毛豬價差半衰期（註 23）大致上

比不分區的毛豬價差半衰期快；從表 10 可知，當毛豬價格資料期間從民國 75 年 3 月至 90 年 12 月，本文將台灣地區分成 4 個（北、中、南、東部）區域，除了東區，不論模型是否具時間趨勢，分區的毛豬價差半衰期大致上比不分區的毛豬價差半衰期快，此實證結果隱含著分區的區域經濟比一國經濟有著較大價格動態齊質性和較快的收斂率。

表 9 不同地區毛豬價差之半衰期的比較（69.12-90.12）

地區		$\bar{\rho}$	$half(\bar{\rho})$	\overline{half}	$\bar{\rho}_K$	$half(\bar{\rho}_K)$
不 含 時 間 趨 勢	不分區 (1)	0.8770	5.28	6.06	0.8922	6.08
	不分區 (2)	0.8490	4.23	4.68	0.8639	4.74
	不分區 (3)	0.6536	1.63	2.76	0.6660	1.71
	分區：北部	0.8155	3.40	3.40	0.8300	4.74
	分區：中部	0.8515	4.31	4.60	0.8653	4.79
	分區：南部	0.4925	0.98	2.53	0.5029	1.01
含 時 間 趨 勢	不分區 (1)	0.7799	2.79	2.68	0.7939	3.00
	不分區 (2)	0.7902	2.94	3.03	0.8044	3.18
	不分區 (3)	0.7044	1.98	2.22	0.7174	2.09
	分區：北部	0.6387	1.55	1.55	0.7290	2.19
	分區：中部	0.7889	2.92	3.00	0.8430	3.16
	分區：南部	0.6173	1.44	1.62	0.6293	1.50

資料來源：本研究。

- 註：1. 不分區(1)是以台北縣為基準，計算毛豬價差；不分區(2)是以台中市為基準，計算毛豬價差；不分區(3)是以高雄市為基準，計算毛豬價差。 ρ 值是 ADF 檢定估計 AR(1)係數， $\bar{\rho}$ 是全部城市 ρ 值得平均值； $\bar{\rho}_K$ 是根據 AR 係數所做的 Kendall 誤差調整 (Kendall biased adjusted)。
2. 分區北部是以台北縣為基準，計算北區城市毛豬價差的半衰期；分區中部是以台中市為基準，計算中區城市毛豬價差的半衰期；分區南部是以高雄市為基準；計算南區城市毛豬價差的半衰期。

表 10 不同地區毛豬價差之半衰期的比較 (75.03-90.12)

地區		$\bar{\rho}$	$half(\bar{\rho})$	\overline{half}	$\bar{\rho}_K$	$half(\bar{\rho}_K)$
不	不分區 (1)	0.7868	2.89	3.98	0.806	3.21
含	不分區 (2)	0.7862	2.88	3.88	0.8054	3.2
時	不分區 (3)	0.7537	2.45	3.27	0.7723	2.68
間	不分區 (4)	0.7209	2.12	2.78	0.739	2.29
趨	分區：北部	0.6499	1.61	2.28	0.6668	1.71
勢	分區：中部	0.7125	2.04	2.61	0.7304	2.21
	分區：南部	0.7247	2.15	3.16	0.7428	2.33
	分區：東部	0.7985	3.08	3.08	0.8174	3.44
	不分區 (1)	0.6495	1.61	1.92	0.6663	1.71
含	不分區 (2)	0.6717	1.74	2.12	0.6884	1.86
時	不分區 (3)	0.6780	1.78	2.10	0.6953	1.91
間	不分區 (4)	0.6287	1.49	1.85	0.6452	1.58
趨	分區：北部	0.5228	1.07	1.13	0.5375	1.12
勢	分區：中部	0.6719	1.74	2.19	0.6891	1.86
	分區：南部	0.6335	1.52	1.64	0.6501	1.61
	分區：東部	0.7508	2.42	2.42	0.7684	2.63

資料來源：本研究。

註：1. 不分區(4)是以花蓮縣為基準，計算毛豬價差；分區東部是以花蓮縣為基準，計算東區城市毛豬價差的半衰期。

2. 同表9註1、2。

由於有些城市的毛豬價差收斂期間是較長的，而收斂率較慢的原因有可能是交易或是運輸成本效果所造成，於是本文將根據 Engel 與 Rogers (1996、1998) 的價格引力方程式檢視交易、運輸成本等因素對毛豬價格行為的影響。吾人以距離當作毛豬市場供需面的差異或是交易、運輸成本效果

的替代變數來探討對毛豬價格行爲的影響。由於台灣地區毛豬價差具恆定性，故在引力模型中將毛豬相對價格的標準差以及城市之間毛豬價格相關係數作為因變數，利用 OLS 迴歸分析距離效果對城市之間毛豬相對價格波動性和城市之間毛豬價格相關性的影響（註 24）。除了考慮交易成本對毛豬價格行爲的影響之外，亦考慮城鄉發展及區域效果（註 25）對毛豬價格行爲的影響；城鄉發展則以各城市所得代替之，區域變數則以虛擬變數（註 26）（dummy variable）代替之。

從表 11 迴歸結果可知，當毛豬價格資料期間從民國 69 年至民國 90 年，不論毛豬相對價格為恆定或非恆定數列，所得和距離變數（註 27）對毛豬相對價格波動性以及毛豬價格相關性的影響並不顯著，而區域變數對毛豬相對價格波動以及毛豬價格相關性有顯著的影響，表中 $SD(\hat{p}_{ij}) = -0.0106$ 表示在同一區域的毛豬相對價格會減少價格波動 0.0106，而 $corr(p_i, p_j) = 0.2303$ 表示當第 i 個城市價格上升 1%，同一區域內的第 j 個城市毛豬價格會上升 0.2303%。當毛豬價格資料期間從民國 75 年 3 月至民國 90 年 12 月之實證結果與前述結果大致是相似的；即區域的市場整合效益比不分區的市場整合效益大。

表 11 引力模型

變數	13 個城市毛豬相對價格			21 個城市毛豬相對價格		
	$SD(\hat{p}_{ij})$	$SD(\Delta\hat{p}_{ij})$	$Corr(p_i, p_j)$	$SD(\hat{p}_{ij})$	$SD(\Delta\hat{p}_{ij})$	$Corr(p_i, p_j)$
常數	0.0180*	0.0128***	0.4397**	0.0116**	0.0080**	0.9633***
區域	-0.0106**	-0.0060***	0.2303***	-0.0063***	-0.0022*	0.0234***
所得	-7.11E-09	-1.58E-09	-1.22E-06	-8.43E-18	-4.48E-18	-9.24E-17
距離	0.0004	9.82E-05	0.0758	0.0027	0.0029**	0.0038
R^2	0.0991	0.1203	0.0718	0.0874	0.0540	0.0462

資料來源：本研究。

註：1. 表中 $SD(\hat{p}_{ij})$ 為 $(p_i - p_j)$ 的標準差， $SD(\Delta\hat{p}_{ij})$ 為 $\Delta(p_i - p_j)$ 的標準差， $Corr(p_i, p_j)$ 為 p_i 和 p_j 的相關係數。

2. 「*」、「**」、「***」分別代表在 10%、5%、1% 的顯著水準下拒絕虛無假設。

V、結 論

毛豬是台灣最重要的畜產，其產值最大、養豬人數最多、地區分佈最廣。傳統上，單一價格法則常用來判斷一個產業的市場效率性，因此，本文以台灣地區的毛豬價格檢驗單一價格法則是否成立。本文採用最近發展出修正‘M’檢定法進行實證分析，而實證結果顯示大部份城市不符合毛豬價格單一法則；然而透過不同城市之間毛豬絕對價格的變異係數圖可知，隨著時間經過，價格離散程度並沒有發散而是逐漸下降的，此可能是由於市場整合的改善以及健全的運銷系統而造成價格穩定的結果；於是我們質疑毛豬價差為非恆定數列，此可能是忽略了模型之迴歸殘差項具同期相關性造成模型設定錯誤，並不代表毛豬單一價格法則不成立，故本文再採用以所有變數具恆定性時間序列為虛無假設的 NH 追蹤資料單根檢定法進行檢定，實證結果支持台灣地區毛豬符合單一價格法則。由於毛豬共同運銷與直銷制度的建立、引用電子拍賣法提高決價效率、批發市場經營主體的制度化以及農產品品牌化等，均有助於增強市場競爭，使價格形成更合理、公正以及穩定。

由於一國內不同區域可能存在異質性，故本文針對台灣地區北部、中部、南部以及東部四個區域，計算毛豬價差收斂率，實證結果發現大致上分區的價差收斂率是較不分區的價差收斂率快，南部地區毛豬價差的收斂率又比其他城市快；此隱含著可能是距離或區域效果影響價差的收斂率，於是本文進一步根據 Engel 與 Rogers (1996、1998) 建議的引力模型，檢視距離效果和區域效果對價格行爲的影響；實證結果發現距離效果對價格波動性和價格相關性並無顯著的影響，而區域效果對價格波動性和價格相關性有顯著的影響，即區域的市場整合效益比不分區的市場整合效益大。

本文透過電話訪問農產品合作社，發現台灣地區的毛豬依市場導向分配供應量，透過共同運銷之方式運至各地區的肉品市場作第一次的批發拍賣，

只有在節慶時有少部分豬隻會作跨縣市拍賣；而且農委會近十年來推行「南肉北運」（註 28）的運銷系統，此更能穩定毛豬批發價格，因此排除距離對毛豬價格的顯著影響，此結果與本文之實證結果相符，即距離效果對毛豬價格波動和毛豬價格相關性沒有顯著的影響。由於大部份毛豬的主要產地在南部，故在南部區域的毛豬價差比較小，尤其在資料期間為民國 75 年 3 月到 90 年 12 月的收斂期間大約平均在 1~2 個月。透過本文對毛豬市場交易制度以及毛豬價格波動性的研究探討可知，毛豬運銷效率的強化，肉品市場電腦化調配供應系統及拍賣功能，有助於提高市場運作效率，而穩定毛豬價格以及減少毛豬價差之收斂期間；既使區域經濟比一國經濟有較大齊質性，也不會影響毛豬價格具單一法則。這樣的建置經驗非常適合推廣至其他農產品批發市場，以造福更多的農產品供應鏈。

由於本文在進行 NH 追蹤資料單根檢定法的靴帶反覆抽樣模擬時僅考慮以 i.i.d 方式隨機產生樣本，當樣本具有時間序列相關，則用 i.i.d 方式隨機產生樣本，是不能保存時間序列相關性質；因此，要精確保留資料是定態的時間序列特性，必須對靴帶反覆抽樣法進一步的修正；這些計量方法的缺失都值得我們未來進一步探討改進。

附 註

1. 依農產品批發市場管理辦法第九條規定，市場交易方式有四，分別為拍賣、議價、標價及投標。
2. 如果在兩國之間，同質性的財貨透過匯率轉換後價值相同時，稱為購買力平價說。
3. 傳統單根檢定對於高持續性的數列，檢力通常不高。雖然較長的資料長度會產生較可靠的統計推論，但在無法取得更長資料時，使用追蹤資料，透過橫斷面個數的增加提供額外的資訊，提高檢定的檢力。
4. $\xi_{i,t}$ 是 $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\eta_{i,t}$ 的函數，可由 $s_i = (1-\theta_i)^2 / \theta_i$ 表示 θ_i 和 s_i 的相關性， s_i 定義為

$$s_i = \frac{\sigma_m^2}{\sigma_a^2} ; \text{假如 } \theta_i = 1, \text{ 則 } s_i = 0。$$

5. ξ_N 的漸近分配取決於橫斷面的個數 N。
6. 本文依照 KPSS 的做法，使用 Bartlett kernel。
7. 由於台北市之毛豬交易價格期間僅到 88 年，故本文沒有採納台北市的毛豬交易價格。
8. 城市之間的距離計算是以最短的距離為計算標準。
9. 毛豬價格資料是扣除休市期間以及口蹄疫期間，口蹄疫期間為 86 年 3、4 月。
10. 變異係數是衡量資料的相對變異情形，其方程式為：變異係數=樣本標準差/平均數。
11. 本文驗證毛豬價格與價差之單根檢定模型的殘差項均符合白噪音(white noise)假設。
12. 由於澎湖縣並非在本島，而且澎湖縣並沒有經營活體拍賣業務，而是以屠體決價的方式決定價格，故可能造成澎湖縣毛豬價格波動較大。
13. 本文以北中南東四區中各選一城市為基準城市，以避免因不同的基準城市而造成偏誤。
14. 本文毛豬價格是未經過季節調整的資料，若城市間毛豬價格呈現相同的週期共同移動或季節波動時，毛豬價差會消除變數間季節波動或週期共同移動的現象，此可能會造成毛豬價格呈現 I(0)，而大部分毛豬價差為 I(1)的原因之一。故本文將經季節調整後的毛豬價格，再重新執行資料期間為 69 年 12 月至 90 年 12 月的單根檢定；在 5% 顯著水準下，除了 KPSS 檢定，實證模型不含時間趨勢時，有 2 個城市毛豬價格為 I(0)，其餘所有檢定的實證結果均顯示毛豬價格為 I(1)。而在毛豬價差的單根檢定結果則與表三大致相同。亦即經季節調整後的毛豬價格大致上是呈現 I(1)，而毛豬價差大部分亦是呈現 I(1)。為了反映資料的真實性以進行模擬 NH 統計量分配臨界值，本文採用未經季節調整的資料進行檢定。
15. 本文畫出毛豬價差時間趨勢圖，發現部分城市在 188 期左右的價格比其他期大一點，隨後價格又均數回歸，而且毛豬價差變異並沒有隨著時間的經過而發散；故採用虛擬變數處理之，可能會無法反映資料的真實性。
16. Chen 與 Devereux (2003) 指出當價格分散縮小或變異係數變小，表示市場整合的改善。當實證結果接受價格具單根現象，但伴隨著價格具收斂性時，不能判斷單一價格法則不成立。
17. LM 檢定法是由 Breusch and Pagan (1980) 所提出，其統計量是 $\lambda_{LM} = T \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2$ ，式

中 r_{ij}^2 是第 ij 變數的相關係數；LM 檢定統計量為 $\chi^2\left(\frac{n-1}{2}\right)$ 分配。

18. 反覆抽樣的個數為 1。
19. 由於澎湖縣並非在本島內，且其是以屠體決價的方式決定價格，故追蹤資料單跟檢定以及引力模型不考慮澎湖縣。
20. NH 檢定方法的模擬步驟和檢力分析請參閱附錄一。
21. 即藉由半衰期進行檢視毛豬批發價格有離散的情形產生時，其回覆均衡價格的速度。
22. 為了修正 AR 係數估計的偏誤，本文亦採用 Kendall (1957) AR 係數誤差調整；Kendall 誤差調整為： $\bar{\rho}_k = (1+3*\hat{\rho})/T$ ， $\hat{\rho}$ 為 AR(1)係數； $\text{half}(\bar{\rho}_k)$ 是根據 $\bar{\rho}_k$ 所計算的半衰期。表中 $\bar{\rho}$ 是 AR(1)係數的平均值， $\text{half}(\bar{\rho})$ 是根據 $\bar{\rho}$ 所計算的半衰期；而 $\overline{\text{half}}$ 是 N 個獨立個別所計算之半衰期的平均值，即 $\overline{\text{half}} = N^{-1} \sum \text{half}_i$ 。
23. 半衰期的方程式為：半衰期= $\ln(0.5)/\ln(\hat{\rho})$ ， $\hat{\rho}$ 為 ADF 檢定模型之 AR(1)係數。
24. Engel 與 Rogers (1998) 提出衡量距離對影響價格的理論，其證明出相對價格變動可利用相對價格的變異係數來估計，並且考慮各城市毛豬價格的相關性。
25. 由前述可知，不論資料起迄時間為何、模型是否具時間趨勢，除了東區，分區的毛豬價差半衰期大致上是比不分區的毛豬價差半衰期快，故考慮區域效果對毛豬價格行爲的影響。
26. 本文將台灣地區分成北部、中部、南部以及東部四個區域，而北部區域的城市有台北縣、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣以及苗栗縣；中部區域的城市有大安區、台中市、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣和嘉義市；南部區域的城市有台南縣、台南市、岡山市、鳳山市、旗山鎮以及屏東縣；東部區域的城市有台東縣和花蓮縣。同一區域的城市，虛擬變數為 1；不同一區域的城市，虛擬變數為 0。
27. 在迴歸方程式中毛豬價格和城市所得是年資料，毛豬價格、所得和距離變數是取對數後才進行迴歸分析。
28. 由於活豬運輸過程中會因天氣炎熱和過度擁擠而造成豬隻死亡等問題，若能運用中南部優良之屠宰場配合屠體運輸，不僅運輸量大且可降低運輸成本，而形成南肉北運的運銷型態，更能穩定毛豬批發市場價格。

參考文獻

- 黃彥修、梁高榮，2005。「三條花卉供應鏈的價格共整合分析」，『機械工業』。5月。96-106。
- 黃致穎、梁高榮，2005。「台灣花卉批發價格的門檻共整合分析」，『機械工業』。9月。148-161。
- 行政院農委會，1980~2001。『台灣地區農產品批發市場年報』。行政院農委會中部辦公室。
- 行政院主計處，1980~2001。『台灣地區家庭收支調查報告』。行政院主計處。
- 交通部台灣區國道高速公路局，2003。『國道電子地圖』。交通部台灣區國道高速公路局。取自<http://www.freeway.gov.tw/Publish.aspx?cnid=181>。
- Abauf, N. and P. Jorion, 1990. "Purchasing Power Parity in the Long Run," *Journal of Finance*, 45: 157-74.
- Caner M. and L. Kilian, 1999. "Size Distortions of Tests of the Null Hypothesis of Stationarity: Evidence and Implications for PPP Debate," Paper Presented in the Research Seminar in International Economics, The University of Michigan, July 30.
- Cecchetti, S. G., Nelson C. Mark, and R. J. Sonora, 2002. "Price Level convergence Among United States Cities." *International Economic Review*, 43(4): 1081-1099.
- Chen, L. L. and J. Devereux, 2003. "What Can US City Price Data tell us about Purchasing Power Parity?" *Journal of International Money and Finance*, 22(2), 213-222.
- Culver, S. E. and D. H. Papell, 1999. "Panel Evidence of Purchasing Parity Using Intranational and International Data," Mimeo, Department of Economics, University of Houston. June.
- Edison, H. J., J. E. Gagnon and W. R. Melick, 1987. "Understanding the Empirical Literature on Purchasing Power Parity: The Post-Bretton Woods Era," *Journal of International Money and Finance*. 16: 1-17.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, and J. H. Stock, 1996. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*. 64(4): 813-836.
- Engel, C., 2000. "Long-Run PPP May Not Hold after All," *Journal of International Economics*.

- 51(2): 243-273.
- Engel, C. and J. H. Rogers, 1996. "How Wide is the Border?" *The American Economic Review*. 86(5): 1112-1125.
- Engel, C. and J. H. Rogers, 1998. "Regional Patterns in the Law of One Price: The Roles of Geography versus Currencies," International Finance Discussion Papers from Board of Governors of the Federal Reserve System, 533: 153-183.
- Fan, C. S. and X. Wei, 2006. "The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China," *The Review of Economics and Statistics* 88(4), 682-697.
- Im, K. S., H. Pesaran, and Y. Shin, 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*. 115: 53-74.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, 1992. "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*. 54: 159-178.
- Levin, A., C. F. Lin, and J. Chu, 2002. "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*. 108: 1-24.
- Leybourne, S. J. and B. P. M. McCabe, 1994. "A consistent test for a unit root." *Journal of Business and Economic Statistics*. 12: 157-166.
- Maddala, G. S., and S. Wu, 1999. "A Comparative Study of Unit Root Test with Panel Data and a New Simple Test," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 61: 631-52.
- Ng, S. and P. Perron, 1996. "Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties," *Review of Economic Studies*. 63(3): 435-463.
- Ng, S. and P. Perron, 2001. "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*. 69:1519-1554.
- Nyblom, J. and A. Harvey, 2000. "Tests of common stochastic trends." *Econometric Theory*. 16: 176-199.
- Parsley, D. and S. J. Wei, 1996. "Convergence to the Law of One Price without Trade Barriers or Currency Fluctuations," *Quarterly Journal of Economics*. 111: 1211-1236.
- Rogoff, K., 1996. "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*.

34(2): 647-668.

Sonora, R. J., 2008. "Bivariate Relative City Price Convergence in the United States: 1918-1997," *Review of Financial Economics*. 17(2): 92-111.

附錄一

以靴帶反覆抽樣法模擬 NH 檢定的檢力分析步驟如下：

- (1) 根據 ADF 檢定，找出最適的滯延期數，此是根據 Ng and Perron (1995) 的遞延過程選擇最適滯延期數。
- (2) 由於在模型設定上考慮了同期相關性，於是根據上述所找出的滯延期數，採用 SUR 估計方式估計參數值，其模型如下：

$$\Delta q_{i,t}^* = \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i q_{i,t-1}^* + \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\gamma}_{i,j} \Delta q_{i,t-j}^* + \hat{\varepsilon}_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

- (3) 根據 SUR 估計方法所估出的參數來模擬資料，NH 檢定之資料產生過程如下：

$$\Delta q'_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \sum_{j=1}^{P_i} \hat{\gamma}_{i,j} \Delta q'_{i,t-j} + \hat{\varepsilon}_{i,t}, \quad i = 1, 2, \dots, N, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

在對立假設成立下，式中的 $\alpha=0.1$ 和 $\beta=0.05$ 。追蹤資料的維度選為 $N=(13,21)$ 與 $T=(238,175)$ 。是根據 SUR 模型可算出每個數列的殘差，以抽後放回的方式，從每個數列的殘差項的「實證分配 (empirical distribution)」中，獨立抽出一組長度為 T 的樣本。每一次的模擬，需執行 T/k 次靴帶反覆抽樣， k 是靴帶反覆抽樣次數；當 k 等於 1 時，表示是以 i.i.d 方式隨機產生樣本。

- (4) 資料模擬產生完成後，依據 NH 檢定計算統計量。
- (5) 重覆前述(2)~(4)步驟 2,000 次即可得在對立假設成立下統計量的實證分配。
- (6) 根據 NH 檢定之實證分配在 5%的臨界值，計算實際拒絕次數，即可得 NH 檢定的檢力值。

The Law of One Price: Evidence the Price of Hog of Taiwan

Shu-Ching Huang* and Jhy-Lin Wu**

Hog alive Taiwan most important livestock products, output value its most heavy, raise pig number at most, area distribute widest. Traditionally, law of one price comes to judge the market efficiency of an industry. Hence, it is interesting to examine the hypothesis of law of price for Taiwan's hog market. Therefore, following the empirical strategy in testing PPP, we investigate the hypothesis of long-run law of price by examining the stationarity of price differential between markets. If price differentials are stationary then the validity of long-run law of price is supported. We apply modified 'M' test and the panel data unit root tests of Nyblom and Harvey (2000) to examine the efficiency of the hog market in Taiwan by testing the hypothesis of the law of one price. There is strong evidence to show that regional hog prices converge in the long run. Then we estimate half-life and volatility of price differentials, and estimate gravity model to explore the effects distance has on relative price behavior. I do find considerable evidence for regional explaining relative price behavior with respect to cross city price volatility and price correlations.

Keyword: The Law of One Price, Panel Data Unit Root Tests, Bootstrap, Gravity Model

* Associate professor, Department of International Trade, Kun Shan University.

** Dean, College of Social Sciences, National Sun Yat-Sen University.

We are thankful to the National Science Council for granting research funds. (NSC92-2415-H-168-001-)