

臺灣養殖魚類市場整合研究 - 以吳郭魚為例

陳政位、楊奕農、范宇平、莊雅男*

本研究主要目的在於應用新近發展的等值臨界模型，對於國內常見之養殖魚類 - 吳郭魚在臺北、臺中兩地魚市場進行空間整合檢定，並與另兩種市場整合檢定模型 - Engle & Granger (1987) 二階段共整合模型和 Johansen (1988) 共整合模型比較，希望藉此三種不同方法之比較，以了解吳郭魚是否在臺北、臺中兩地間存在資訊、物品自由流通，進而符合單一價格法則，達成空間市場整合，並推論市場間是否存有運銷障礙。根據本研究實證結果，吳郭魚於臺北、臺中魚市場間或市場內尚未發現有重大運銷障礙。比較共整合模型及等值臨界模型時可發現，前者在推論市場整合時並未考慮轉運成本，使得市場整合檢定結果有高估現象；而等值臨界模型則利用常態分配求取價差等於、小於及大於轉運成本等三種市場整合情況之機率值，應更能說明兩地市場整合情況機率，此與共整合模型檢定拒絕或接受僅兩種兩極化的結果相比較，其對市場間整合程度應可提供更多的資訊。

關鍵字：共整合模型、等值臨界模型、空間市場整合。

1. 前言

市場整合模型之功能主要在檢驗市場間是否達成空間整合，並推論市場間是否存有運銷障礙。所謂市場整合，依 Baulch (1997) 之定義為「兩相隔市場在物品、資訊自由進出條件下，若兩者價差等於轉運成本 (transfer costs)，則顯示兩市場達成整合」，亦即進口方的產品價格須等於出口方的市場價格加

* 陳政位為臺灣大學農經系副教授、楊奕農為中原大學國貿系副教授、范宇平為臺灣大學農經所博士班學生、莊雅男為臺灣大學農經所博士班學生。

上轉運成本才算符合單一價格法則（law of one price）之條件，而達到所謂市場整合。若市場間價差不等於轉運成本，則可能有運銷障礙存在。

以往空間市場整合檢定，多以價格數列為研究標的，而未能考慮影響單一價格法則之重要因素 - 轉運成本，使得這些計量模型在觀念上仍有可質疑之處（Barrett, 1996）。有鑒於此，Baulch 於 1994 年發展出等值臨界模型（Parity Bounds Model），他捨棄以往只考慮價格之模型，將轉運成本一併考慮，如此一來，使模型估計結果之可靠性大為提高（Barrett, 1996）。

臺灣四面環海，漁產品一直是國人主要動物性蛋白質來源之一，惟近年來因濫捕造成沿海漁源耗竭，而沿岸養殖漁業倒不失為提供生鮮漁產品的一種替代方法。我國養殖漁業生產技術相當發達，其中，由於吳郭魚易於繁殖，因此一直為主要的養殖魚種之一。國內目前較大之養殖魚類消費地批發市場為臺北、臺中等地。臺灣省漁業局曾於「臺灣地區漁產運銷及魚市場概況」（民國八十五年）中提及臺北、臺中等魚市場存在「代賣人」制度，可能造成市場被少數人把持現象，此外，加上吳郭魚運輸通常以活魚運輸，其保存過程較其他冰藏魚類較為複雜，以上這些因素皆有可能產生運銷障礙。

本研究希望利用等值臨界模型進行實證研究，並輔以傳統市場整合檢定所常用之共整合模型，對臺北、臺中兩養殖魚類消費地魚市場進行評估及比較，以了解吳郭魚在兩個市場間是否有任何運銷障礙存在。本研究主要目的為，運用 Engle & Granger（1987）二階段共整合模型、Johansen（1988）共整合模型以及 Baulch（1994）等值臨界模型，以臺北、臺中兩魚市場之養殖魚類吳郭魚相關資料進行實證研究，除了比較各模型實證結果之差異，並分析造成這些差異之可能原因。

本研究的資料來源為農委會漁業署發布之民國八十二年二月至八十八年二月臺北、臺中兩個消費地魚市場每日魚種交易價格資料，考量市場間整合的時間可能無法於一日內完成，因此本研究係將日資料轉換為月資料；至於轉運成本數列資料，係利用問卷直接訪問供應臺北、臺中之吳郭魚運銷商以取得單期轉運成本，再分別利用消費者物價指數，及民國八十二年至民國八十八年間國內柴油價格變動等方式調整，以取得兩組轉運成本之時間數列資料。



臺灣大學學術
期刊資料庫

2. 文獻回顧

Jones (1972)及 Lele (1972)等人最早曾利用兩組非定態 (non-stationary) 之價格數列，以雙變數相關係數探討奈及利亞及印度之間的糧食價格關係，他們係較早利用非定態價格序列進行雙變數相關係數之研究者。往後經過不斷發展，Engle & Granger (1987)所發展的二階段共整合檢定法漸為普遍。惟 Johansen (1988) 認為二階段共整合檢定法中會產生二個缺點：(一) 不同變數作為自變數，得出不同結果，以及(二)第一階段產生之誤差項若有誤差，此誤差將使第二階段結果產生偏誤；鑑於這些缺失，他發展出最大概似檢定法 (maximum likelihood test)，該模型隨後並為多數研究非定態時間數列共整合模型者所沿用。

Barret (1996) 指出市場整合檢定重要性在於能了解市場狀況，他認為非定態時間數列之共整合方法並不適合做為市場整合檢定方法，原因如下：共整合 (cointegration) 雖然常被解釋為市場整合 (market integration)，但是實際上，共整合是市場整合之既非充分亦非必要條件。換言之，若交易成本為非定態，即使兩個市場的價格數列未達到共整合，但兩市場間有效率的套利行為將可能達到市場整合，因此共整合並非市場整合之必要條件。而共整合非市場整合之充分條件有四點原因，首先，若價格係數為負，隱含兩價格呈反向變動關係；其次，共整合係數的大小可了解相對變動程度，然許多係數皆非等於一；再者，市場區隔可能導因於兩地價差大於轉運成本 (隱含不能套利) 或兩地價差小於轉運成本 (隱含不需套利)，這兩種原因皆隱含市場間的交易是缺乏效率的，而共整合檢定只能認定前者，此解釋即使在整合市場時，估計長期跨市場價格乘數效果不一定會顯著異於零；最後，運銷流量可能會因為季節轉換、交易成本、與人為干預等因素而產生不連續性。

Baulch (1994) 的等值臨界模型捨棄以往只考慮價格數列的方法，將市場價差及轉運成本資料一併考慮，並以估計三個市場整合情況之機率替代



學術
期刊資料庫

傳統二分法之市場整合檢定。Baulch (1997) 指出，經濟理論中提到市場整合須考慮市場價差及轉運成本之關係，但是傳統市場整合檢定並沒有針對這層關係進行分析，亦即大部分的文獻僅針對價格之時間數列資料進行研究，未將市場效率評估中之轉運成本因素列入考慮，因此使得市場整合分析的結果遭致扭曲。此外，現行市場整合分析結果只提出市場完全整合或不整合兩種極端的情形，但是，若考量產品季節性或政策等其他因素，有可能因運銷障礙之消除或興起而導致市場於某段時間內所設定之整合或不整合的兩極化假設並不完全符合現況，相對地，等值臨界模型則可對此問題予以改善。

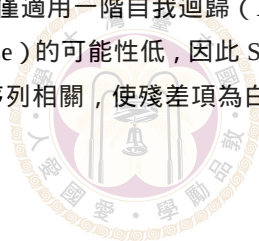
3. 模型簡介

3.1 共整合模型

共整合模型係由時間差分方程式發展而來，利用該模型進行檢定時必須先了解數列是否為定態 (stationary)，一般而言，價格通常為非定態時間數列，惟仍須單根檢定 (unit root test) 方可進行共整合測試，否則不具單根之定態時間數列，就可直接進行一般迴歸分析，本研究擬將單根檢定及市場整合檢定分為二小節作說明。

單根檢定

單根檢定是用以檢定經濟變數的時間數列是否具有單根之方法。經檢定具單根之時間數列通常被認定為非定態時間數列，亦即該時間數列之統計特性 (如平均數或變異數) 將隨時間變化而改變。一般常用之單根檢定有 Dickey-Fuller test (簡稱 DF 檢定)、Augmented Dickey-Fuller test (簡稱 ADF 檢定)。由於 DF 檢定僅適用一階自我迴歸 (AR(1))，且實證顯示殘差項為白色噪音 (white noise) 的可能性低，因此 Said & Dickey (1984) 加入落後期數差分項消除殘差序列相關，使殘差項為白色噪音。本研究為



求謹慎擬採用 ADF 檢定。模型如下：

$$\Delta Y_t = a_0 + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + a_2 t + e_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

式中 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 為一階差分, p 表第 p 期, a_0 為常數項, t 為趨勢項, e_t 為誤差項。

在 ADF 檢定中, 模型落後期數項 (p) 的選擇以能使誤差項接近白色噪音為佳。若 p 值太小可能遺失重要參數, p 值太大則可能因過度參數化而使檢定力 (power) 降低。本研究係利用 Schwartz Bayesian Criterion (SBC) 有效取得最少之落後期數個數, 數值愈小者表示模型愈合適, 並利用 Ljung and Box (1978) 發展出之 Q 統計值 (Q -statistics) 以檢定選擇之落後期數之殘差項是否符合白色噪音。¹

在 ADF 檢定中另須考慮時間數列中是否含有趨勢與常數項。有關趨勢項及常數項判定, 本研究係依 Doldado, Jenkinson & Sosvilla-Rivero (1990) 所提出之單根檢定對趨勢項、常數項是否應加入模型中, 有四個檢定步驟, 請參閱附圖一說明。

(2) 市場整合檢定

非定態時間數列間欲進行市場整合檢定, 目前常用的方法包括有 Engle & Granger (1987) 兩階段共整合檢定法及 Johansen (1988) 共整合模型, 本研究將同時應用這兩種方法, 茲簡述如下。

A. Engle & Granger 兩階段共整合檢定法

¹ $SBC = T \ln(\text{殘差項平方}) + n \ln(T)$, 其中 T 表可用觀察值個數, n 表推定參數個數。

$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^s r_k^2 / (t-k)$, 其中 T 表觀察值個數, r_k^2 表第 k 期之序列相關係數。



此檢定法之目的在於了解兩非定態時間數列是否具有長期穩定之關係，藉以判定市場間有否達到共整合的關係。該法第一階段先將兩整合級次相同之非定態時間數列作線性組合，運用最小平方法（OLS）估計迴歸式參數，並估算出誤差項。第二階段再利用單根檢定如 ADF 檢定，確定該誤差項是否具有單根，藉以判定是否為定態，若誤差項為定態，則判定兩非定態變數間存有共整合關係，以數學表示共整合迴歸式為：

$$X_t = \alpha + \gamma Y_t + U_t \quad (4)$$

其中， X_t 、 Y_t 為臺北、臺中兩地吳郭魚第 t 期價格， U_t 為誤差項， α 表常數項， γ 為價格係數。誤差項 U_t 是否為定態，係依前述單根檢定過程以 ADF 檢定之。若拒絕有單根存在之虛無假設，表示誤差項 U_t 為定態數列，稱 X_t 、 Y_t 具共整合關係，亦即吳郭魚價格於臺北、臺中兩地魚市場為共整合。

(B) Johansen 共整合模型

Johansen (1988) 及 Johansen & Juselius (1990) 有鑒於 Engle & Granger (1987) 兩階段共整合檢定法存有許多缺失，因此發展出最大概似檢定法，利用聯立方程式將兩變數擴充為多變數進行估計，並以兩種概似比率檢定統計量，確認多組共整合向量存在的可能，其模型之推導如下。

先建立一具有高斯向量自我迴歸模型（Gaussian vector autoregression model）：

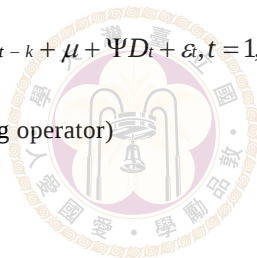
$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t, t=1, \dots, T \quad (5)$$

式中 X_t 為 $n \times 1$ 隨機變數向量， A 為 $n \times n$ 係數矩陣， μ 為常數項， D_t 為非隨機變數之向量， ε_t 為獨立高斯隨機變數 (Gaussian Random Variable)，具平均數為 0，共變異數矩陣為 Λ ， K 為落後期數。

(5) 式透過計算可得一誤差修正模型 (6) 式：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t, t=1, \dots, T \quad (6)$$

式中 $\Delta = 1 - L$ ， L 為落後項 (lag operator)



臺灣大學學術
期刊資料庫

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), i = 1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$$

式中 $\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-1}$ 說明 X_t 短期動態關係，表示體系受干擾時各變數脫離

均衡關係後的調整情形， ΠX_{t-k} 說明 X_t 長期關係，目的在於將體系中因各序列相關本身經一階差分而喪失之長期關係導回來， $\Pi_{n \times n}$ 為長期衝擊矩陣 (long-run impact matrix)。 Π 的秩 (rank) 可分為三種情形：

- a) $\text{rank}(\Pi) = n$ ，表示 Π 為滿秩，亦即 X_t 中所有變數皆為定態時間數列。
- b) $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，表示 Π 為空矩陣，亦即 X_t 中所有變數皆不存在共整合關係。
- c) $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ 。表示 X_t 存有 r 個共整合向量，則模型另可寫成 $\Pi = \alpha\beta'$ ，其中 α 與 β 皆為 $(n \times r)$ 矩陣， α 為調整向量，可衡量誤差修正項回饋調整速度大小， β 的 r 個行向量則為共整合向量。

至於如何判定秩的多少以決定共整合向量，Johansen(1990)提出兩個概似比率檢定統計量來檢定共整合向量。

a) 軌跡檢定(Trace Test)

在軌跡檢定中虛無假設及對立假設分別為：

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) > r$$

最大概似比檢定統計量為：

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (7)$$

式中 $\hat{\lambda}_i$ 為特性根之估計值， T 為有用之觀察值。

b) 最大特性根檢定(Maximum Eigenvalue Test)

在最大特性根檢定中虛無假設及對立假設分別為：

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) = r+1$$



臺灣大學學術
期刊資料庫

最大概似比檢定統計量為：

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (8)$$

經由上述兩個統計量可判斷變數間是否具有共整合關係。

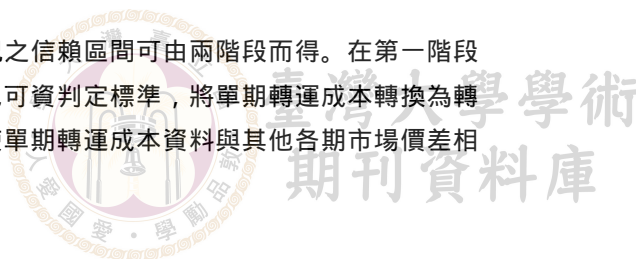
3.2 等值臨界模型(Parity Bounds Model , PBM)

Baulch (1994) 所提出之等值臨界模型係檢定空間市場整合之方法，此模型利用空間市場均衡理論中之單一價格法則，將市場價差與轉運成本二者的關係以機率表現，進而說明市場整合情形。其模型觀念在於：當價差等於轉運成本，且市場間沒有運銷障礙時，可推論運銷行為使兩市場價格以對等方式移動，滿足空間套利行為；當價差小於轉運成本，空間無套利條件，運銷行為將不會發生。當價差大於轉運成本，不論運銷行為有否發生，顯示此已違反空間套利行為，亦即市場間存有運銷障礙。

等值臨界模型係以上述三個可能運銷範圍對市場整合進行評估，第一範圍係在等值臨界上 (Parity Bounds)，亦即價差等於轉運成本；第二範圍係在等值臨界內，亦即價差小於轉運成本；第三範圍係在等值臨界外，亦即價差大於轉運成本，此三範圍機率發生總值為一 (見圖 1)；當生產地與消費地專業分工下，僅第一範圍係與市場整合觀念一致。若生產地與消費地並未專業分工，則第一範圍與第二範圍皆與市場整合觀念一致。而第三範圍則與市場整合觀念不一致，其機率愈高，表示市場整合程度愈低。

若能得到產品市場價格及轉運成本之時間數列資料，將可利用此資料以算術計算方法分為三個範圍。將價差減去每期轉換成本資料可得一觀察值，其值為零者則位於第一範圍，為負者位於第二範圍，為正者位於第三範圍，如此依序紀錄而得。惟轉運成本相關資料通常難以取得，若能從訪問供應商或利用市場結構行為績效分析，得到轉運成本之正確資料，再與市場價差相比，將可建立一空間套利條件之信賴區間，藉以判定市場整合程度。

此外，該模型空間套利狀況之信賴區間可由兩階段而得。在第一階段中，利用消費者物價指數或其他可資判定標準，將單期轉運成本轉換為轉運成本時間數列資料，如此可使單期轉運成本資料與其他各期市場價差相



比較。第二階段則利用最大概似檢定法決定等值臨界之上、下限。

產品價差與轉運成本的偏差可細分為三項：第一為對稱性且平均值為

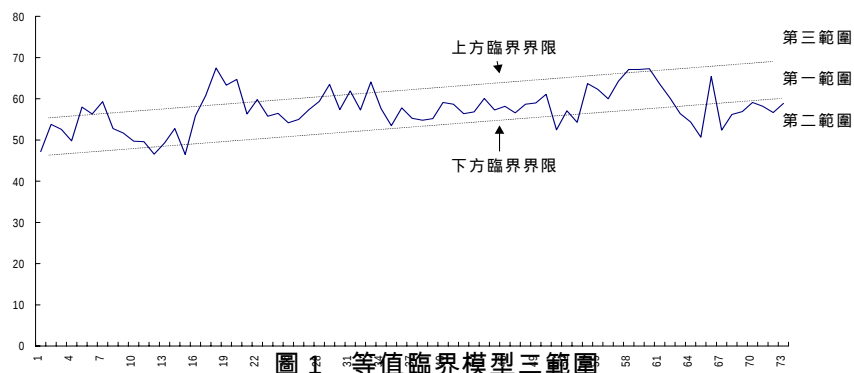


圖 1 等值臨界模型三範圍

零之誤差項 (e_t)，其可容許轉運成本因季節或運銷量等因素而變動；第二誤差項 (u_t) 可了解當沒有運銷動機時，價差卻落於等值臨界內的誤差程度，其值大小端賴於個別市場供需之不平衡程度；第三誤差項 (v_t) 則測量當違反空間套利條件時，價差大於轉運成本的誤差程度，此誤差項可看出價格以外之因素導致運銷無法在市場間進行的程度，例如運輸出現瓶頸或發生政府干預等因素。

根據以上說明，則以數學函數表示如下

$$L = L = \prod_{t=1}^T [\lambda_1 f_t^1 + \lambda_2 f_t^2 + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) f_t^3] \quad (9)$$

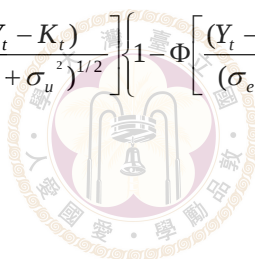
而將市場價格及轉運成本等資料計算所得到的第一範圍為

$$f_t^1 = \frac{1}{\sigma_e} \phi \left[\frac{Y_t - K_t}{\sigma_e} \right] \quad (10)$$

同樣的，第二範圍為

$$f_t^2 = \left[\frac{2}{(\sigma_e^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \phi \left[\frac{(Y_t - K_t)}{(\sigma_e^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \left\{ 1 - \Phi \left[\frac{(Y_t - K_t) \sigma_u / \sigma_e}{(\sigma_e^2 + \sigma_u^2)^{1/2}} \right] \right\} \quad (11)$$

最後，第三範圍為



臺灣大學學術
期刊資料庫

$$f_t^3 = \left[\frac{2}{(\sigma_e^2 + \sigma_v^2)^{1/2}} \right] \phi \left[\frac{(Y_t - K_t)}{(\sigma_e^2 + \sigma_v^2)^{1/2}} \right] \left\{ 1 - \Phi \left[\frac{-(Y_t - K_t)\sigma_v / \sigma_e}{(\sigma_e^2 + \sigma_v^2)^{1/2}} \right] \right\} \quad (12)$$

其中， λ_1 、 λ_2 、 $1 - \lambda_1 - \lambda_2$ 分別係第一、第二、第三範圍的發生機率， Y_t 為第 t 期中第 i 及第 j 市場價差之自然對數絕對值， K_t 為第 t 期名目轉運成本對數值， σ_e 、 σ_u 及 σ_v 分別為 e_t 、 u_t 及 v_t 三項誤差項之標準差， $\Phi[\cdot]$ 則為標準常態累計函數， $\phi[\cdot]$ 則為標準常態密度函數。要獲得等值臨界模型中三個範圍的機率估計值，可利用 David-Fletcher-Powell algorithm 針對函數對數，將 λ_1 、 λ_2 、 σ_e 、 σ_u 及 σ_v 分別極大化即可求得。²

4. 實證分析結果

4.1 共整合模型結果

(1) 單根檢定結果

本研究利用 ADF 模型透過 Doldado, Jenkinson and Sosvilla-Rivero (1990) 提出之單根檢定四步驟，檢驗吳郭魚之臺北、臺中每月簡單平均價格原始數列是否存有單根，其結果如表 4-1，由此表可知，臺北與臺中二數列，其 Y_{t-1} 係數在 5% 顯著水準時皆不顯著，必須接受虛無假設 ($H_0: \beta = 0$)，亦即兩數列皆有單根存在，為非定態數列。為使兩非定態數列能進行共整合檢定，必須先檢定兩數列共整合級次是否一致，因此必須將對數列一階差分。表 4-2 顯示出臺北與臺中兩市場價格時間數列經一階差分後，在 ADF 標準值 5% 顯著水準時，皆具顯著差異，必須拒絕有單根存在之虛無假設，此即表示，在一階差分後的價格數列為定態數列。因此可對此兩組非定態之原始數列進行共整合檢定。

² 對 e_t 誤差項以常態分配， u_t 及 v_t 二項誤差項以常態分配之單尾分配假設雖有問題，惟在 Monte Carlo 實驗結果下暗示常態分配之單尾分配假設並不會嚴重誤導等值臨界模型結果。



(2) Engle & Granger 兩階段共整合檢定結果

由於吳郭魚在臺北與臺中之價格為非定態數列且整合級次為 1，因此兩變數可進行 Engle & Granger(1987)兩階段共整合檢定，由表 4-3 檢定結果可看出，兩變數分別以線性關係進行最小平方方法所得誤差項，再對該誤差項進行單根檢定結果可知，不論由臺北對臺中迴歸或臺中對臺北迴歸取得之殘差項，在 0 期 ADF 模型且不加入趨勢項及常數項時，在 ADF 臨界值下皆超過 5%顯著水準，必須拋棄殘差項有單根之虛無假設。顯示吳郭魚臺北、臺中價格在兩階段共整合檢定下達到整合。

表 4-1 原始數列單根檢定

地區	Yt-1	ADF	落後期數	Q6	Q12	Q24	SBC
臺北	0.0	0.1	0	1.90(0.92)	16.2(0.18)	23.5(0.49)	4.40
臺中	0.0	0.1	1	2.41(0.88)	6.60(0.88)	20.3(0.68)	4.30

註：Q6、Q12、Q24 值內 () 表 P-value

資料來源：本研究。

表 4-2 一階差分單根檢定

地區	C	Trend	Yt-1	ADF 值	落後期數	Q6	Q12	Q24	SBC
臺北	0.19(0.72)	0.00(0.84)	-0.98	-8.02*	0	2.10(0.91)	15.8(0.20)	22.9(0.52)	4.53
臺中	0.07(0.87)	0.00(0.96)	-0.78	-6.60*	0	2.40(0.88)	6.60(0.88)	20.4(0.68)	4.36

註：*表 ADF 值 5%顯著水準、c、Trend、Q6、Q12、Q24 值內 () 表 P-value

資料來源：本研究。



臺灣大學學術
期刊資料庫

表 4-3 兩階段共整合檢定結果

應變數-自變數	Ut-1	ADF 值	落後期數	Q6	Q12	Q24	SBC
臺北--臺中	-0.25	-3.25*	0	1.1(0.98)	8.3(0.76)	19.2(0.74)	4.98
臺中--臺北	-0.25	-3.20*	0	1.2(0.98)	7.8(0.80)	17.4(0.80)	4.98

註 1：*表 ADF 值 5%顯著水準，Q6、Q12、Q24 值內 () 表 P-value。

註 2：臺北--臺中之 JB 值為 1.23，臺中--臺北之 JB 值為 4.43。

資料來源：本研究。

(3) Johansen(1988)共整合模型

透過單根檢定，臺北、臺中價格皆為無常數項及趨勢項之單根數列，以 EVIEW3.1 統計軟體進行 Johansen (1988) 共整合檢定，並利用該軟體提供之 Osterwald-Lenum (1992) 所建立之分配表，得到表 4-4 檢定結果，由表 4-4 可知，在資料無趨勢項及常數項假設時且自我相關矩陣 (VAR) 設定為落後期數為 1 下，透過概似比率計算，在 5%顯著水準下接受存有一個共整合等式之虛無假設。顯示吳郭魚臺北、臺中價格存有一個共整合等式，代表兩市場價格達成共整合。

表 4-4 Johansen 模型共整合檢定結果

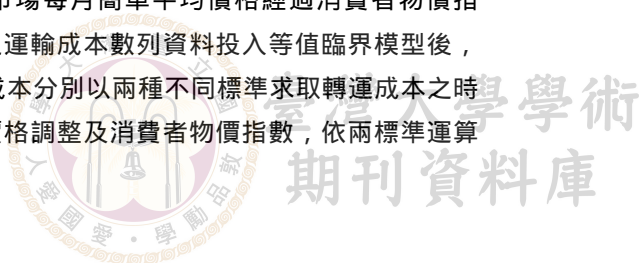
特性根	概似比率	5%顯著水準	1%顯著水準	虛無假設：共整合等式數目
0.263730	24.9	19.9	24.60	None *
0.043978	3.2	9.2	12.97	At most 1

註：*表 5%顯著水準。

資料來源：本研究。

4.2 等值臨界模型結果

將吳郭魚於臺北、臺中魚市場每月簡單平均價格經過消費者物價指數、歷年柴油價格調整後得到之運輸成本數列資料投入等值臨界模型後，得到表 4-5 之結果。表中轉運成本分別以兩種不同標準求取轉運成本之時間數列，分別為利用歷年柴油價格調整及消費者物價指數，依兩標準運算



等值臨界模型所得結果大致相同。兩結果中，僅不到百分之三的數據落入在等值臨界上（第一範圍），即兩地市場價差與轉運成本相同。另約七成八的數據落入等值臨界內（第二範圍），即價差小於轉運成本，尚有二成數據落入等值臨界外（第三範圍）。由於第二範圍在生產地及消費地未專業分工下亦被認為市場整合之範圍，目前吳郭魚生產雖以南部產量居多，惟北部、中部仍有產量，若將吳郭魚生產地及消費地視為未專業分工下，則兩地市場整合機率高達近八成。此結果應可認定吳郭魚於臺北、臺中兩地魚市場整合程度頗高，推論尚無重大運銷障礙情形存在。

表 4-5 等值臨界模型下吳郭魚市場整合機率及 t 值表

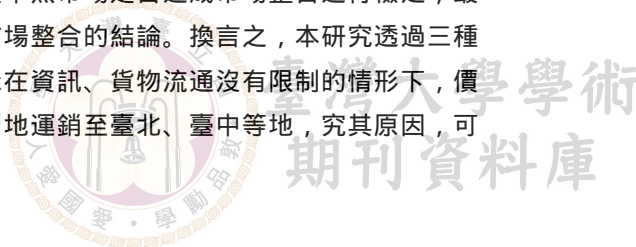
範圍別	轉運成本以消費者物價指數調整		轉運成本以歷年柴油價格調整	
	簡單平均		簡單平均	
	機率值	t 值	機率值	t 值
λ_1	0.001	0.44	0.026	0.23
λ_2	0.787	8.16*	0.771	4.19*
$1-\lambda_1-\lambda_2$	0.212	2.24*	0.203	2.32*

註：*表 5%顯著水準

資料來源：本研究

5. 結論與建議

吳郭魚為國內的重要養殖魚種之一，目前運銷體系中以臺北、臺中兩地魚市場作為重要的批發集散地，惟以往一般認為該兩地魚市場存在人為的運銷障礙，因此本研究欲了解養殖魚類吳郭魚在臺北、臺中魚市場間是否存在運銷障礙，故利用等值臨界模型、兩階段共整合模型及 Johansen 共整合模型針對吳郭魚於臺北、臺中魚市場是否達成市場整合進行檢定，最後發現此三種模型皆得到符合市場整合的結論。換言之，本研究透過三種不同的模型得到同一結論，表示在資訊、貨物流通沒有限制的情形下，價格機制使吳郭魚的魚貨能夠順利地運銷至臺北、臺中等地，究其原因，可



能係運銷體系中資訊行情系統及交通運輸系統皆相當便利所致。有關臺北、臺中消費地魚市場內存在之代賣人制度，及活魚運輸方式造成之人為或天然運銷障礙，或有可能顯示於等值臨界模型中二成市場不整合機率之內，在無法取得臺北、臺中兩地間，吳郭魚交流量資料以進一步分析情況下，就整體而言，有高達八成數據推論市場整合之結果，顯示這些原因尚不足以構成重大運銷障礙。

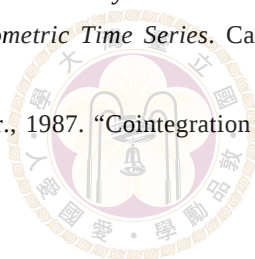
比較等值臨界模型、兩階段共整合模型及 Johansen 共整合模型的實證結果，可以發現，等值臨界模型雖可顯示市場整合檢定過程中三個範圍的百分比，惟模型中必須使用轉運成本時間數列，目前政府相關統計資料中並無此類資料，因此必須先以問卷方式取得單期數據，再利用消費者物價指數或其他方式將單期資料轉換為多期時間數列，此種轉換方式可能降低資料的可靠性，進而會影響市場整合結果之評估，若政府相關單位未來能提供此類資料，此模型結果應可更具可靠性；至於兩階段共整合模型及 Johansen 共整合模型以兩組價格數列是否存有長期均衡關係推估市場整合，其結果與等值臨界模型結果雖相同，惟此兩種模型並未考慮轉運成本因素，模型本身設計之初即令人質疑是否與市場整合觀念一致，此外加上模型結果只有市場整合或不整合之兩極化情形下，使市場整合結果與等值臨界模型相比較似有高估情形，因此，當使用它們來研究分析市場整合時，似乎應更為謹慎，以免被誤導。



臺灣大學學術
期刊資料庫

參考文獻

- 中國石油公司，1992 年 3 月-1999 年 8 月。石油通訊。臺北：中國石油公司。
- 行政院主計處，1993 年 3 月-1999 年 11 月。臺灣地區物價統計月報。臺北：行政院主計處。
- 行政院農委會漁業署，1993 年 2 月-1999 年 2 月。魚貨行情報導。臺北：行政院農委會漁業署。
- 行政院農委會漁業署，1999。中華民國臺灣地區漁業年報。臺北：行政院農委會漁業署。
- 范宇平，2000。「臺灣魚市場整合之研究 - 以臺北、臺中魚市場為例」，碩士論文，臺灣大學農業經濟研究所。
- 臺灣省政府農林廳漁業局，1996。臺灣地區漁產運銷及魚市場概況。臺北：臺灣省政府農林廳漁業局。
- Barrett, C. B., 1996. "Market Analysis Methods: Are Our Enriched Toolkits Well Suited to Enlivened Markets," *American Journal of Agricultural Economics*. 78: 825-829.
- Baulch, B., 1994. "Spatial Price Equilibrium and Food Market Integration," Ph. D. Dissertation, Stanford University.
- Baulch, B., 1997. "Transfer Cost, Spatial Arbitrage, and Testing for Food Market Integration." *American Journal of Agricultural Economics*. 79: 477-487.
- Doldado, J., T. Jenkinson, and S. Sosvilla-Rivero., 1990. "Cointegration and Unit Roots," *Journal of Economic Surveys*. 4: 249-73.
- Enders, W., 1995. *Applied Econometric Time Series*. Canada: John Wiley & Sons, inc.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger., 1987. "Cointegration and error Correction

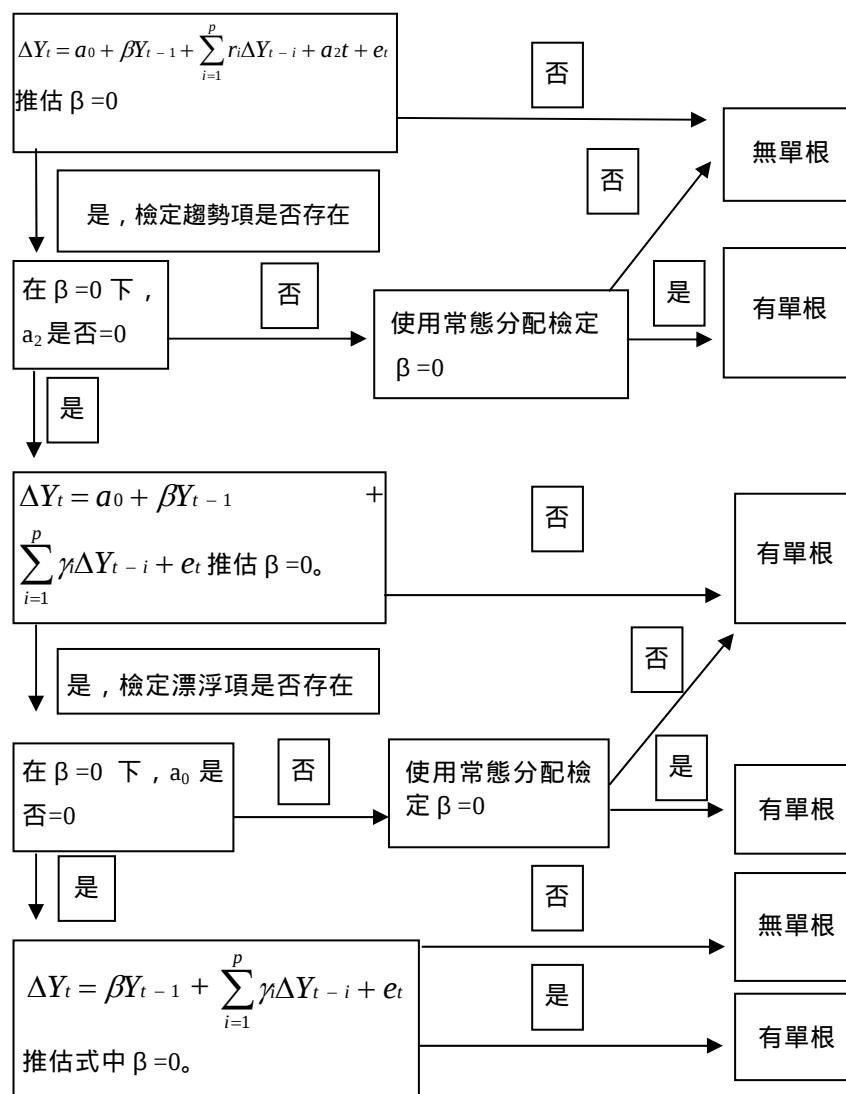


臺灣大學學術
期刊資料庫

- Representation, Estimate and Test,” *Econometrica*. 55 : 251-276.
- Johansen, Soren. 1988. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*.12:231-54.
- Johansen, Soren and Katerina Juselius. 1990. “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52:169-209.
- Jones, W. O., 1972. *Marketing Staple Food Crops in Tropical Africa*. Ithaca NY: Cornell University Press.
- Lele, U., 1972. *Food Marketing in India: Private Performance and Public Policy*. Ithaca NY: Cornell University Press.
- Ljung, G. and G. Box., 1978. “On a Measure of Lack Fit in Time Series Models,” *Biometrika*. 65: 297-303.
- Osterwald-Lenum, Michael, 1992. “Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-72.
- Said, S and David Dickey., 1984. “Testing for Uni Roots in Autoregressive-Moving Average Models with Unknown Order,” *Biometrika*. 71: 599-607.



臺灣大學學術
期刊資料庫

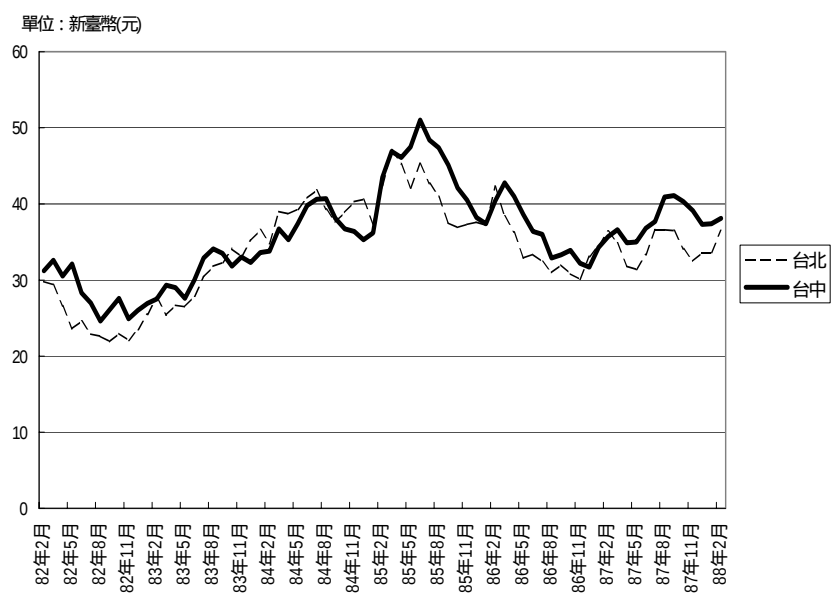


附圖 1 單根檢定程序

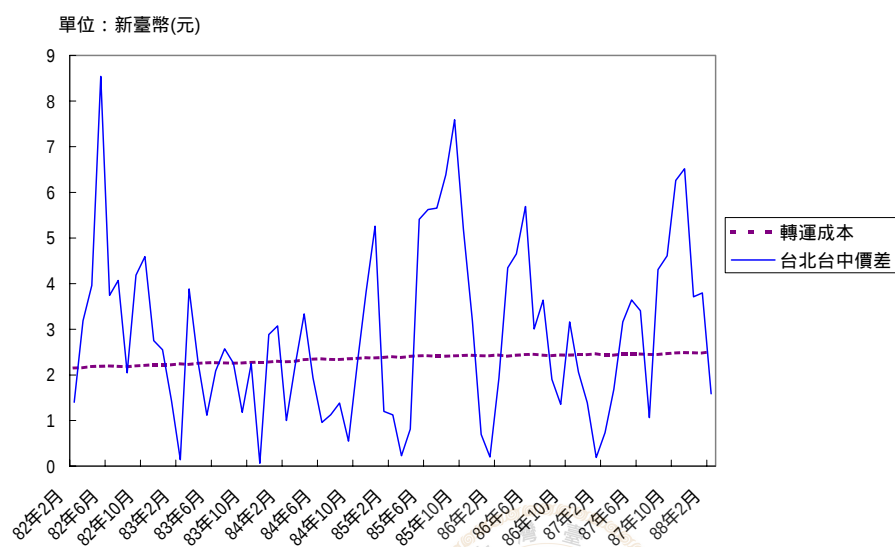
資料來源：Enders, W., 1995. *Applied Econometric Time Series*. Canada: John Wiley & Sons, inc.



臺灣大學學術
期刊資料庫



附圖 2 吳郭魚臺北、臺中簡單平均價格數列



附圖 3 吳郭魚臺北、臺中價差與轉運成本時間數列



臺灣大學學術
期刊資料庫

The Study of Taiwan's Aquaculture Fish Market Integration — Tilapia as example

Cheng-Wei Chen* Yi-Nung Yang** Yeu-Ping Fanh***
Ya-Nan Chuang****

The purpose of this article is to apply the parity bounds model testing aquaculture fish market integration in Taipei and Taichung . Using this result compares with Engle & Granger (1987) causality and Johansen (1988) cointegration so that we could understand the situation between of these two markets. If there are any restrictions between them. As a consequence of this empirical study, it seems market intergration. Compared with the parity bounds model, the cointegration approach would over-elvaluated the result of testing market integration. The parity bounds model proposed more information concerning market integration.

Keywords: Cointegration, Parity bounds, Spatial integration

* Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

** Professor, Department of International Trade, Chung Yuan Christian University.

*** Graduate Student, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

**** Graduate Student, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

