

# 台蕉與菲蕉在日本市場上之價格行爲分析 —共整合法之應用

蔡月香

國立屏東技術學院農企業管理技術系

## 摘要

在香蕉區域市場中，空間價格的行爲是整個行銷績效一個重要的指標。本文以 Engle 與 Granger(1987)的兩變數共整合法(cointe-gration)探討台蕉與菲蕉在日本市場上的價格關係，並以誤差修正法 ( error-correction method ) 檢定日本香蕉市場的效率性。沒有經整合的市場可能傳達不正確的價格資訊，如此一來，勢必扭曲生產者的運銷決策且使產品移動無效率。實証結果顯示台蕉與菲蕉在日本市場上存在著長期穩定的均衡價格的關係，而且發現其價格間關係並非競爭。

關鍵詞：共整合，香蕉區域市場，市場效率性，誤差修正法

## 壹、前言

據日本香蕉輸入資料年報顯示，在 1965 年日本進口台蕉數量為 31 萬 5 千多噸，佔其總進口量之 88.1%，是年由菲律賓進口之數量僅 11 噸，佔日本市場份額近於零，惟是年之後，日本進口台蕉數量逐年遞減，在 1990 年降至 4.3%，爾後回升，至 1992 年回升至 9.0%，而菲蕉數量先逐年上升，在 1981 年與 1982 年已有 90% 的日本市場份額，爾後其市場份額漸由厄瓜多蕉所取代，在 1992 年雖已降至 69.7%，但仍居日本市場第一位。然在日本市場的售價方面，由於台蕉風味香甜，加上承銷商社強力推銷，以致於其每年的岸邊售價平均都超過菲蕉與中南美蕉。如在 1992 年菲蕉平均岸價為 1498 日圓，厄瓜多蕉為 1588 日圓，台蕉為 1955 日圓。惟此價差有逐年縮小之趨勢，蓋日本消費者對台蕉偏愛有漸漸淡化的傾向。因此台蕉在日本市場上的勢微，是否將影響其地位呢？且台蕉未來發展如何？則可藉由其與勁敵菲蕉的價格關係，來掌握蕉情，俾採取適當

策略，況且區域價格行爲可做為整個市場行爲的表徵。有鑑於此，引發本文的研究。

時間序列模型可分析變數間之長期關係。Granger(1981)是最先以共整合理論研究經濟變數間之關係，以後 Engle 與 Granger(1987)對共整合分析作了更詳盡的說明，並且提出兩階段迴歸法。共整合法可用於測出變數間之長期均衡關係。故本文以 Engle 與 Granger ( 1987 ) 的共整合法 ( cointegration ) 來分析台蕉與菲蕉在日本市場上的價格關係。

附圖 1 顯示台蕉與菲蕉的月別價格資料富於季節性變動，此表示香蕉價格序列資料是有非定態的現象。然價格的季節性變動是否會影響其空間市場的公斷交易進行呢？也就是會影響其在日本市場上的效率性嗎？由於市場無效率性可能帶來不正確的香蕉訊息，甚而扭曲台蕉在日之交易數量及交易價格，職是之故，本文亦探究日本市場是否具效率性，亦即分析菲蕉在日平均岸價(通關金額)是否可用為台蕉在日平均岸價(通關金額)之不偏推定量，以觀台蕉與菲蕉價格在日本

市場上的關連性。

本文對台蕉與菲蕉的價格行為做檢定。首先討論有關共整合理論的文獻回顧；其次探討共整合定義、誤差修正模型、及共整合估計與檢定；再其次對日本市場的台蕉與菲蕉間之價格關係做實証分析；最後，分析實証結果與結論。

## 貳、文獻回顧

Granger(1981)的共整合理論是以單變數的架構出發，適宜於對一組共整合向量做檢定。Ardeni(1989)提出如以價格迴歸方式來檢定空間的連結整合可能有設定上的問題。而且在空間市場整合的實証檢定中，如果忽略了區域價格的連結關係，則可能得到不一致的及偏差的推論。又若以差分來分析，由於差分變換及濾套(filters)在本質上是隨意的(ad hoc)，因此對有些價格序列是不適合的。所以 Ardeni(1989)以 Engle 與 Granger(1987)的共整合檢定法來檢定單一價格原則(LOP)，並測定變數間之長期關係。他發現在其研究的產品實例中，多數的產品並不支持單一價格原則。

又 Enders (1988)，Corbae 與 Ouliaris (1988)，Taylor 與 McMahon (1988)等以共積法檢定平價購買力，Hakkio 與 Rush (1989)，Enders (1989)，與 Coleman (1990)等亦以共整合分析貨幣市場的效率性。Baffes (1991)以共整合理論研究美國、加拿大、澳洲、及英國等國的小麥、茶、牛肉、糖、羊毛、鋅與錫等七種產品市場效率性，他發現大部份的產品可支持 LOP 的假說，而棄卻 LOP 假說乃是由於運輸費用的忽略所致。

至於共整合的特性係指偏離均衡條件的兩個經濟變數，雖然在其各自本身是非定態(non-stationary)的，但是透過共整合後可成為定態。此隱含著經濟變數在短期間雖有顯著偏離均衡的現象，但是經濟力量會阻止其持續地偏離均衡，而且有趨於長期穩定的均衡狀態。因此，本文以 Engle 與 Granger(1987)的雙元共整合檢定法探討

台蕉、菲蕉在日本市場上的價格關係，並以誤差修正模型來判定此兩個蕉價在日本市場上的表現，亦即檢定日本香蕉市場的效率性。

## 參、共整合理論

### 一、共整合定義

單根存在與否可為判定在迴歸分析時是否先作差分的準則。而且共整合觀念使得單根的作用更為顯出。Granger(1981)首先以共整合向量來研究非定態的時間序列，而 Engle 與 Granger(1987)更對此作了詳盡說明。根據 Engle 與 Granger(1987)的共整合定義，若一個序列  $X_t$  是：

$$(1 - B)^d X_t = W_t \dots\dots\dots(1)$$

式(1)中的  $W_t = a_p(B)^{-1} b_q(B) \varepsilon_t$ ， $\varepsilon_t$  為白噪音，且  $a_p(B)$  與  $b_q(B)$  的根皆位於單位圓之外， $d$  為  $X_t$  的整合級數，因此， $X_t$  的整合級數是以  $X_t \sim I(d)$  表示之。如果式(1)中的  $X_t$  為向量，其所含的變數都是  $I(d)$ ，並且存在一個向量  $\beta$  使得  $W_t = \beta' X_t \sim I(d-b)$ ，且  $b > 0$ ，則  $X_t$  的向量組合的整合級數是  $(d,b)$ ，以  $X_t \sim CI(d,b)$  或  $CI(d-b)$  表示之。 $\beta$  被稱為共整合向量。

$W_t$  在經濟學上被稱為失衡誤差(disequilibrium error)。 $W_t$  為  $I(0)$  的含義是  $W_t$  不會遠離其均衡值，其恢復均衡值的機率為 1。所以共整合程序係指經濟變數由於其各自本身非定態性(nonstationary)而導致偏離均衡的現象，就可透過變數間的線性組合成為定態性，此隱含著經濟變數在短期間雖有顯著偏離均衡的現象，但是經濟力量會阻止其長期持續的偏離均衡，且有趨向於長期穩定之均衡關係。因此共整合理論是檢定經濟變數間是否存在著共整合的關係，亦即測定變數間是否存在著長期的均衡關係。

## 二、誤差修正模型

誤差修正模型是由 Sargan(1964)首先提出，它涵括短期與長期的動態假說。長期訊息是被包括在一個誤差糾正項  $X_{2t} - X_{2t}^*$  中，而  $X_{2t} = f(X_{1t})$ 。在模型中的外生變數與  $X_{2t}$  的關係是被設為定態的，其短期訊息是以外生變數的差分來表示，至於動態性是由資料本身的行為所決定。例如  $X_{1t}$  與  $X_{2t}$  兩個變數及線性函數  $f$  的誤差修正模型可寫為：

$$\begin{aligned} \Delta X_{2t} = & a_1 \Delta X_{2t-1} + \dots + a_p \Delta X_{2t-p} \\ & + b_1 \Delta X_{1t-1} + \dots + b_q \Delta X_{1t-q} \\ & + \alpha (X_{2t-1} - \beta X_{1t-1}) + \varepsilon_t, \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

式(2)中的最後一項  $(X_{2t-1} - \beta X_{1t-1})$  是表示這期的  $X_{2t}$  對上期的失衡誤差的調整。在經濟均衡的狀態下， $X_{2t-1} - \beta X_{1t-1}$  是表示定態誤差。而在等式右邊的差分項係表示短期動態調整機能。在均衡時，則式右邊的  $X_{1t}$  與  $X_{2t}$  本身即不再變化，而且所有的差分項均趨近於零。在式(2)中除了誤差修正項為水準值外，其他的項目皆以差分表示。

Granger(1981)及 Engle 與 Granger (1987)等所提出任何  $P$  維多變數向量  $X_t$  的共整合誤差修正式為：

$$C^*(B)(1-B)X_t = -\alpha\beta'X_{t-1} + \varepsilon_t, \dots\dots\dots(3)$$

式(3)中的  $C^*(0) = I$ ， $\alpha$  與  $\beta$  是  $p \times r$  矩陣，且  $r \leq p$ 。在文獻裡，這個理論被稱為 Granger 表現理論，其共整合與誤差修正項可互換，且理論中的共整合有經濟均衡的解釋功能(詳見 Lin 與 Kao 1992)。

## 三、共整合估計與檢定

Engle 與 Granger 的兩步驟法係檢定一組非定

態序列經濟變數的共整合狀況。此法的第一個步驟是以最小平方方法導出其在經濟均衡條件下之整合迴歸估計值，然後再以估計值來計算其殘差估計值， $\hat{\varepsilon}_t$ ，

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X_t, \dots\dots\dots(4)$$

再根據式(4)中之殘差值，他們提出七種共整合的檢定方法。每一種檢定法皆以"沒有整合"做為假說。簡述此七種檢定法如下：

1. Durbin-Watson 檢定統計量定義為：

$$CRDW = \left( \sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{t-1})^2 \right) / \left( \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \right) \dots\dots(5)$$

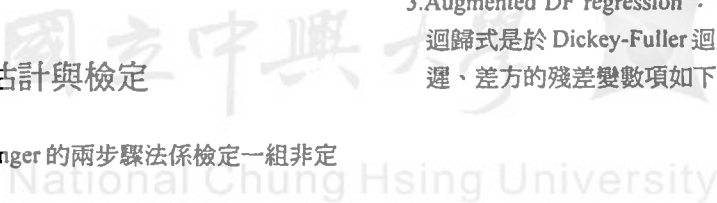
如果式(5)的  $CRDW$  值顯著地不同於零，則整合的虛無假設是成立的。又  $CRDW$  統計量是近似於  $2 - 2\hat{\rho}$ ， $\hat{\rho}$  為由共整合迴歸方程式中所導出的殘差值的自動迴歸參數估計值，因此檢定共整合，即檢定  $CRDW=0$ ，亦即檢定  $\hat{\rho}$  是不是等於 1。

2 Dickey-Fuller 迴歸式，Dickey 與 Fuller 根據下列的估計殘差式做檢定。

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = -\hat{\phi} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \varepsilon_t, \dots\dots\dots(6)$$

式(6)中的  $\hat{\varepsilon}_t$  是由第一步驟中所導出的殘差估計值， $\Delta$  為第一次差方(the first difference)。DF 檢定統計量是以  $\hat{\phi}$  除以它的標準差，亦即  $\hat{\phi}$  的  $t$  值。如果檢定結果  $\hat{\phi}$  值是顯著地差異於零，則棄卻此假說，亦即表示此兩變數有共整合的關係。

3. Augmented DF regression : Dickey-Fuller 擴張迴歸式是於 Dickey-Fuller 迴歸式中增加  $P$  個落遲、差方的殘差變數項如下式：



$$\Delta \hat{e}_t = -\hat{\phi} \hat{e}_{t-1} + \hat{\theta}_1 \Delta \hat{e}_{t-2} + \dots + \hat{\theta}_p \Delta \hat{e}_{t-p} + \varepsilon_t \dots \dots \dots (7)$$

至於殘差值差分的落遲項目是一直增至  $\hat{e}_t$  間確定並無相關時為止。其檢定統計量為  $\hat{\phi}$  之 t 值，即檢定  $\hat{\phi}$  值是否顯著地差異於零，如果是顯著地差異於零，則棄卻此虛無假說，也就是在說明這兩變數間有共整合的關係。

4. Restricted VAR：限制 VAR 共整合誤差糾正式是以下列式(8)與式(9)表示：

$$\Delta Y_t = \beta_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (8)$$

$$\Delta X_t = \beta_2 \hat{e}_{t-1} + r \Delta Y_t + \varepsilon_{2t} \dots \dots \dots (9)$$

其虛無假說之檢定是由殘差修正係數  $\beta_1$  與  $\beta_2$  的共同顯著性來決定。其檢定統計值  $RVAR$  為  $\beta_1$  的 t 值平方與  $\beta_2$  的 t 值平方的和。若  $\beta_1$  與  $\beta_2$  的檢定結果係共同顯著地差異於零，則棄卻此假說，亦即表示此兩變數有共整合的關係。此檢定法係說明共整合變數可以誤差修正模型來表示。其殘差修正式隱含著過去偏離均衡條件的數值能反應在共整合變數  $X_t$  與  $Y_t$  的現在數值上。

5. Augmented restricted VAR：與 4 同，惟增加數個落遲的  $\Delta Y_t$  與  $\Delta X_t$  項一直至確定此向量自動迴歸系統的殘差項為白噪音(white noise)時為止。其檢定統計量  $ARVAR$  為  $\beta_1$  的 t 值平方與  $\beta_2$  的 t 值平方之和。若  $\beta_1$  與  $\beta_2$  的共同檢定係有不等於零的顯著現象，則棄卻此假說，亦即表示此兩變數有共整合的關係。

6. Unrestricted VAR，沒有限制 VAR 為：

$$\Delta Y_t = \hat{\theta}_1 Y_{t-1} + \hat{\theta}_2 X_{t-1} + \hat{C}_1 + \varepsilon_{1t} \dots \dots \dots (10)$$

$$\Delta X_t = \hat{\theta}_3 Y_{t-1} + \hat{\theta}_4 X_{t-1} + \hat{C}_2 + \varepsilon_{2t} \dots \dots (11)$$

在式(10)與式(11)中，如果式(10)的參數  $\theta_1$  與  $\theta_2$  及式(11)的參數  $\theta_3$  與  $\theta_4$  是聯合地顯著不同於零，則棄卻此虛無假說，亦即在說明變數間有共整合關係。其檢定統計量  $UVAR=2*[F_1+F_2]$ ， $F_1$  檢定式(10)中之  $\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_2 = 0$ ， $F_2$  檢定式(11)中之  $\hat{\theta}_3 = \hat{\theta}_4 = 0$ 。如果不能棄卻此假說，則表示經濟變數間並無共整合的關係，也就是在說明經濟變數的過去值與現在變動之間缺乏顯著的關係。

7. Augmented unrestricted VAR，與 6 同，惟多增加數個  $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p}$  與  $\Delta X_{t-1}, \dots, \Delta X_{t-p}$  等項目，直至確保殘差值間並無關係時為止。其檢定統計量為：

$$AUVAR = 2*[F_1+F_2]$$

檢定法與 6 同。

上述七種檢定法在 Engle 與 Granger (1987) 的「共整合與誤差修正：表現、估計、與檢定」中均有詳細的說明。

## 肆、台蕉與菲蕉在日本市場上之價格關係與共整合

### 一、變數資料

研究期間係由民國七十年一月至民國八十二年六月。以輸入日本市場的台蕉與菲蕉的進口價格為研究對象，而進口價格資料皆摘自日本香蕉輸入學會(the Japan banana importers association)所發行之香蕉統計資料月報，且其交易是以美元為單位，所以先轉換成美元，並以日本的消費者物價指數平減，爾後再以自然對數處理，俾以減少價格的波動幅度及描述價格的成長率。至於美元

## 台蕉與菲蕉在日本市場上之價格行為分析—共整合法之應用

兌換率的資料係摘自台灣省統計年報 41 期至 52 期中之世界各主要國家貨幣對美元兌換率表，而日本的消費者物價指數係摘自行政院主計處所發行之物價統計月報中之世界各主要國家消費者物價總指數表。

### 二、台蕉與菲蕉在日本市場上之價格關係

#### 1. 單根檢定

在進行共整合分析前，先做單根檢定，藉以決定每一變數所含的整合級數。以 Dickey-Fuller 擴張迴歸式檢定單根。Dickey-Fuller 擴張迴歸式可寫為：

$$\Delta \log X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \log X_{t-1} + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta \log X_{t-i} + \epsilon_t \dots (12)$$

式(12)中的 $\epsilon_t$ 為一個恆等且獨立分配的隨機變數。 $q$ 值的選擇是由觀察值數目及 $\epsilon_t$ 呈白噪音型態時方做決定。而非蕉與台蕉在日的進口價格變數的 $q$ 值是分別檢定兩者的落後期數1,2,3,4,...等的 $t$ 值與 $F$ 值，經檢定結果發現兩者的落後期數在第二期以後之 $t$ 值及 $F$ 值均不顯著，且兩者的殘差項有明顯的不具自我相關，故兩者的 $q$ 值皆取2。

至於 Dickey-Fuller 的檢定統計量 $\tau$ ，是 $\alpha_2$ 與它的標準差之比值。若 $\alpha_2$ 負值且顯著的不同於零，則棄卻單根的虛無假設。而 Dickey 與 Fuller (1981) 所提出 $\phi_2$ 與 $\phi_3$ 檢定統計量，如以式(12)表示，即分別檢定 $(\alpha_0=\alpha_1=\alpha_2=0)$ 和 $(\alpha_1=\alpha_2=0)$ 。依此，本研究實証檢定的結果列於表 1。由表 1 的單根檢定結果發現台蕉與菲蕉的進口價格，即 $\Delta LRIPJP$ 與 $\Delta LRIPJT$ 的檢定值分別為-2.721 與-1.878，顯示絕

對值均小於臨界值 3.73，由此可知台蕉與菲蕉的進口價格變數皆是單根，亦即這些變數皆屬於非定態現象。由表 1 的單根檢定結果亦發現 $\phi_2$ 與 $\phi_3$ 檢定統計量均小於臨界值，因此 $(\alpha_0=\alpha_1=\alpha_2=0)$ 和 $(\alpha_1=\alpha_2=0)$ 假設均無法被棄卻，此隱含著台蕉與菲蕉的進口價格變數序列雖然有隨機趨勢，但並無線性趨勢的現象。

表 1 輸入日本之台蕉與菲蕉價格之單根檢定

變數	D.W.	a	b	c	落後期數
$\Delta LRIPJP$	1.927	-2.721	2.754	4.033	2
$\Delta LRIPJT$	2.017	-1.878	1.429	1.891	2

註：1.LRIPJP、LRIPJT 分別為菲蕉、台蕉輸入日本市場的進口價格

2.D.W.：Durbin-Watson

3.a,b,c 為 ADF 檢定(a),(b),(c)虛無假設下之檢定值； $\alpha=0.05$  之下的臨界值(Fuller 1976, Dickey 與 Fuller 1979)

(a)為 $|\tau_r| = 3.73$ ；(b)為 $\phi_2 = 4.88$

(c)為 $\phi_3 = 6.49$

在日本市場中之台蕉與菲蕉價格間是否存在所謂的共整合關係呢？實証檢定結果列於表 2。由表 2 共整合檢定結果發現除台蕉通關金額對菲蕉通關金額的 ADF 及 RAVAR 檢定外，其餘的檢定均有明顯的共整合的跡象，而且圖 1 中顯示兩者價格波動的趨勢一致，所以台蕉與菲蕉價格間是存在著共整合的關係。由此在日本市場中的台蕉與菲蕉的價格關係是可以誤差修正的形式來表示，即如式(13)與式(14)所示。

$$\Delta LRIPJT_t = \alpha_0 + \alpha_1 (LRIPJT_{t-1} - LRIPJP_{t-1}) + r_1 \Delta LRIPJP_t + \epsilon_{1t} \dots (13)$$

$$\Delta LRIPJP_t = \beta_0 + \beta_1 (LRIPJP_{t-1} - LRIPJT_{t-1}) + \delta_1 \Delta LRIPJT_t + \epsilon_{2t} \dots (14)$$

表 2 輸入日本之台蕉與菲蕉價格之共整合檢定

檢 定 統 計 量	台蕉通關金額→ 菲蕉通關金額	菲蕉通關金額→ 台蕉通關金額	臨 界 值 5 %
1.CRDW	0.600	0.514	0.386
2.DF	-4.328	-3.807	3.370
3.ADF	-3.145	-4.247	3.170
4.RVAR	18.593	14.382	13.600
5.ARVAR	10.077	18.947	11.800
6.UVAR	27.490	28.798	18.600
7.AUVAR	51.104	42.939	17.900

註：CRDW，DF，ADF，RVAR，ARVAR，UVAR 與 AUVAR，分別代表 Durbin-Watson，Dickey Fuller，Augmented Dickey Fuller，Restricted Vector Autoregression，Augmented Restrict Vector Autoregression，Unrestrict Vector Autoregression 以及 Augmented Unrestrict Vector Autoregression 之共整合分析檢定值。

根據誤差調整模式(13)與模式(14)檢定台蕉與菲蕉在日本香蕉市場效率性，也就是等於對式(13)檢定 $\alpha_0=0$  與 $\alpha_1=\gamma_1=1$ ，以及對式(14)檢定 $\beta_0=0$  與 $\beta_1=\delta_1=0$ 。倘若無法拒絕式(13) $\alpha_0=0$  與 $\alpha_1=\gamma_1=1$ 的虛無假設，則式(13)係說明菲蕉通關金額為台蕉通關金額之不偏估計值。同樣的，倘若無法棄卻 $\beta_0=0$  與 $\beta_1=\delta_1=1$ 的虛無假設，則式(14)係表示台蕉通關金額為菲蕉通關金額之不偏估計值。由實証檢定結果表 3 得知，不論是由台蕉與菲蕉的單向因果關係來看，或是由菲蕉與台蕉的單向因果關係而言，皆是拒絕虛無假設，亦即是都不支持市場效率性之假說。這也說明式(13)菲蕉通關金額前之係數與式(14)台蕉通關金額前之係數都不等於

1，此可能因為兩者的價格是同時決定的，而非一者是另外一者的自變數，或者可能是受季節性的影響，或者也可能是因為遺漏了其他國家(如厄瓜多爾、哥倫比亞)輸入日本市場的影響。然而，如能將上列的影響因素也列入模型內，則市場效率性之假說或許可能獲得成立。實証的結果亦顯示菲蕉價格與台蕉價格間為正之關係，換言之，如果菲蕉價格上漲，則台蕉價格亦隨之上漲；反之，如果菲蕉價格下跌，則台蕉價格亦下降，顯然兩價格之間並無競爭關係。

表 3 輸日市場之台蕉與菲蕉價格的修正模型的檢定

變 數	INTERCEPT	LRIPJP <sub>t-1</sub> -LRIPJT <sub>t-1</sub>	$\Delta$ LRIPJT <sub>t</sub>	LRIPJT <sub>t-1</sub> -LRIPJP <sub>t-1</sub>	$\Delta$ LRIPJP <sub>t</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.	F value
$\Delta$ LRIPJP	-0.040 (-2.099)	-0.188 (-3.188)	0.224 (2.184)			0.088	1.620	① 253.953
$\Delta$ LRIPJT	0.035 (1.938)			-0.178 (-3.230)	0.197 (2.184)	0.090	2.493	② 293.716

註：F value 為檢定①LRIPJP<sub>t-1</sub>-LRIPJT<sub>t-1</sub>與 $\Delta$ LRIPJT<sub>t</sub>前之係數皆為 1 之檢定值。  
②LRIPJT<sub>t-1</sub>-LRIPJP<sub>t-1</sub>與 $\Delta$ LRIPJP<sub>t</sub>前之係數皆為 1 之檢定值。

## 伍、結論

本文以 Engle 與 Granger 的七種共整合檢定法檢定台蕉與菲蕉在日本市場上之價格關係。至於變數的單根檢定是以 Dickey 與 Fuller 的 ADF 檢定法來檢定之，其實証檢定結果是台蕉與菲蕉的日本岸價都是單根，亦即這兩個變數皆有非定態的現象。

再由其共整合檢定發現台蕉價格與菲蕉價格間存在著長期穩定之均衡關係，並且這兩個價格間有正的關係，即兩者之漲或跌同時存在。然再進一步根據誤差修正模型檢定其市場效率性的假說，其檢定結果並不支持該假說之成立，此可能是輸入日本市場的香蕉尚受其它供應區如厄瓜多爾、哥倫比亞等國的影響，而且也受季節性變動、匯率、以及運輸成本等的影響。然而這些因素的影響力如何？則有待日後進一步之研究。

## 陸、參考文獻

- 中華民國農業統計要覽(民國 81 年版)，行政院農業委員會統計室。
- 台灣青果年報(民國 81 年版)，台灣省青果運銷合作社。
- 台灣農業年報(各年版)，台灣省政府農林廳。
- 台灣農產物價與成本統計月報(各年版)，台灣省政府農林廳。
- 蔡月香(1995)，「台灣香蕉品質的供需分析-特徵論 (hedonic) 實例應用」。行政院國家科學委員會補助計畫，國立屏東技術學院。
- 農產貿易統計要覽(民國 82 年)，行政院農業委員會。
- Ardeni, P. G. (1989) "Does the Law of One Price Really Hold?" American Journal of Agricultural Economics 71: 661-69.
- Baffes, J. (1991) "Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds." American Journal of Agricultural

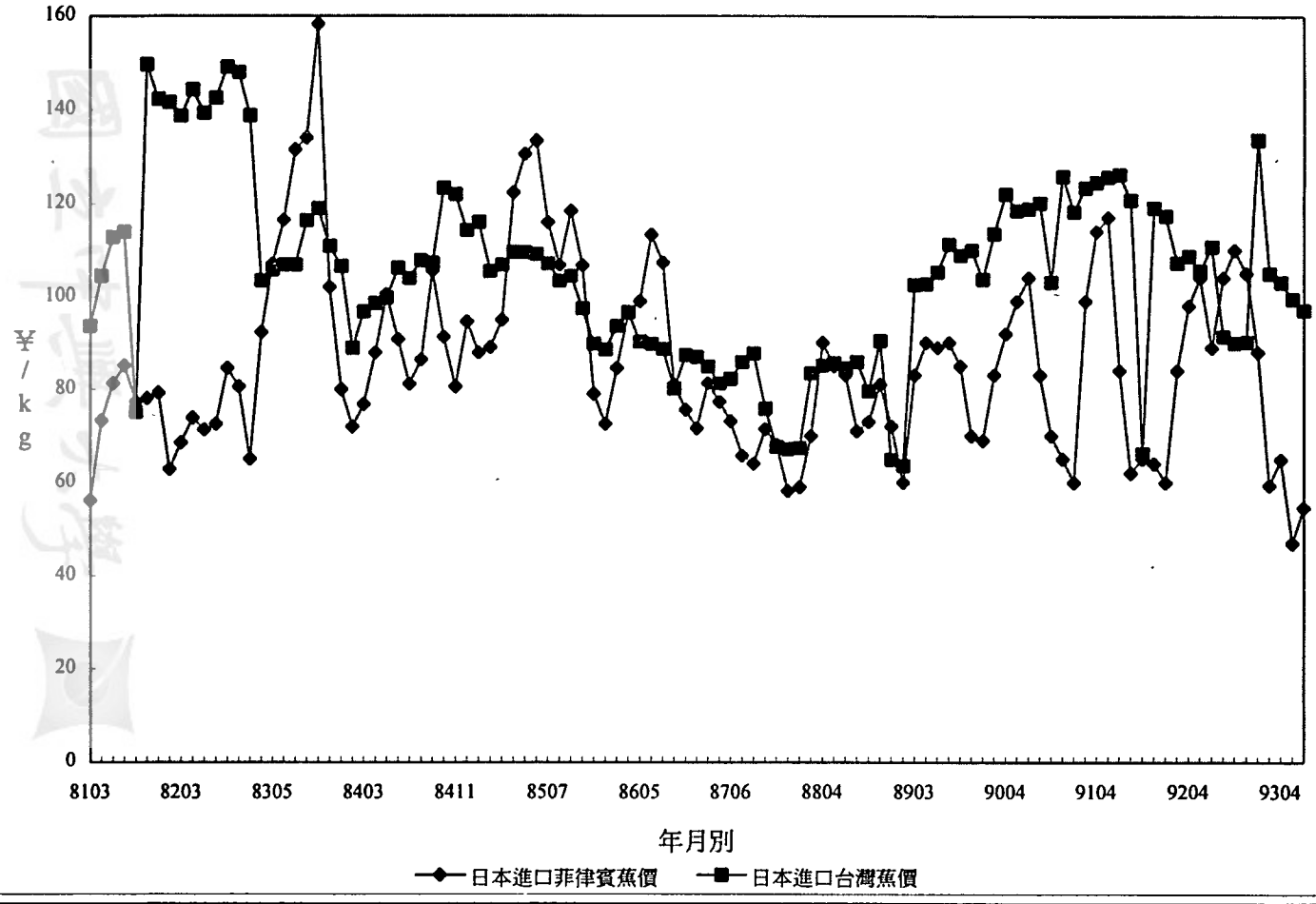
Economics 73(4): 1264-73.

- Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry, and G. W. Smith. (1986) "Explaining Equilibrium Relationships in Econometrics through Static Models: Some Monte Carlo Evidence." Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48: 253-78.
- Coleman, M. (1990) "Cointegration-Based Tests of Daily Foreign Exchange Market Efficiency." Economic Letters 32: 53-59.
- Corbae, D., and S. Ouliaris. (1988) "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity." Review of Economic and Statistics 70: 504-7.
- Denbaly, M. and H. Vroomen. (1993) "Dynamic Fertilizer Nutrient Demands for Corn: A Cointegrated and Error-Correcting System." American Journal of Agricultural Economics 75: 203-209.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. (1979) "Distribution of Estimate for Autoregressive Time with a Unit Root." Journal of the American Statistics Association, 24: 427 - 431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root." Econometrica, 49: 1057-72.
- Enders, W. (1988) "ARIMA and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rates Regime." Review Econ. and Statistics 70: 504-7.
- Enders, W. (1989) "Unit Roots and the Real Exchange Rate before World War I: The Case of Britain and the USA." J. Int. Money and Finan. 8: 59-73.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger., (1987) "Cointegration and Error Correction Representation, Estimate and Test." Econometrica, vol.55, 2: 251-276.
- Fuller, Wayne A. (1976) Introduction to Statistical Time Series. Wiley, New York, 373.

- Granger, C. W. J. (1981) "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification." Journal of Econometrics, 121-130.
- Hakkio, G. S., and M. Rush. (1989) "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets." J. Inter. Mon. and Finan. 8: 75-88.
- Hall, S. G. (1989) "Maximum Likelihood Estimation of Cointegration Vectors: An Example of the Johansen Procedure." Oxford Bulletin of Economics and Statistics 51 : 213-18.
- Hathaway, D. E. (1987) Agriculture and the GATT: Rewriting the Rules. Washington,DC: Institute for International Economics.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1980) "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals." Economic Letter, 6: 255-259.
- Jin-Lung Lin and Yueh-Shi Carol Kao (1992) "Long Run Equilibrium Relationship Among Part-Time and Full-Time Female Labor Force Participation Rates and Fertility Rates: An Application of Cointegration Analysis." Academic Economic Papers Vol. 20, 1: 201-241.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors." Journal of Economic Dynamics and Control 12: 231-54.
- Johansen, S. and K. Juselius. (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money." Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52: 169-210.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1992) "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK." Journal of Econometrics, 53: 211-244.
- Sargan, J. D. (1964) "Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology." in Econometric Analysis for National Economic Planning, ed. by P. E. Hart, G. Mills, and J. N. Whittaker. London: Butterworths.
- Taylor, M P., and P. C. McMahon. (1988) "Long-Run Purchasing Power Parity in the 1920s." Eur. Econ. Rev. 32: 179-197.
- The Japan Banana Importers Association.(1993) Monthly bulletin of Banana Statistics, No.312.



附圖1 1981-1993年日本歷年進口蕉價



蔡月香

# Analysis of the Price Behavior between Taiwan Banana and Philippine Banana in Japan Banana Markets- An application of Cointegration Approach

Grace Yueh-Hsiang Tsai

Department of Agribusiness Management

National Ping-Tung Polytechnic Institute

The spatial price behavior in regional banana markets is an important indicator of overall market performance. Engle and Granger is applied to analyze the price relationships between Taiwan banana and Philippine banana and also test market efficiency with an error-correction method in Japan markets. Markets that are not integrated may transfer inaccurate price information that might distort producer marketing decisions and contribute to inefficient product movements. The results indicate a long-run equilibrium price relationships existed between Taiwan banana and Philippine banana in Japan banana markets, and also shown that the price relationships are not competitive.

**Key Words** : cointegration, banana regional market, market efficiency,  
error-correction method



National Chung Hsing University