

異質商品動態特徵價格之研究

—以黃豆及其製品為例

陳郁蕙^{*}、詹滿色^{**}、莊鈞婷^{***}、陳重江^{****}

Chavas 與 Kim (2005) 的動態特徵訂價 (Hedonic Pricing) 模型證明了異質商品的特徵價格與商品價格間的共整合連動關係具有一致性。本研究將該模型應用於台灣的黃豆、黃豆油與黃豆粉三項異質商品，並分析此三項商品的價格是否充分反應其特徵成分及價格間是否存在長期連動關係。台灣黃豆消費量有 95% 以上為進口，國際市場依賴度很深，而多數進口之黃豆是以加工為主，由於黃豆品質影響加工後產品之品質，故黃豆、黃豆油及黃豆粉三者之價格關係是否存在某種關聯性值得關切；另外，2006 年 10 月至 2008 年中期，國際大宗穀物價格創新高，亦造成國內加工原物料成本高漲，黃豆油及豆粉價格之合理性受到質疑，為探討黃豆製品在這波穀物價格高漲下，黃豆、黃豆油與黃豆粉三項異質商品價格是否充分反映其組成成分價值，而各價格間是否存在長期關係亦值得探討。研究結果顯示，根據特徵價格理論推導而得之特徵價格向量與利用 Johansen 共整合所求得之黃豆及其製品價格長期變動之共整合向量相近，顯見台灣之黃豆、黃豆油與黃豆粉之價格長期關係符合特徵價格之訂價特性。

關鍵詞：黃豆及其製品、異質商品、特徵價格共整合向量、動態特徵價格分析

^{*} 國立臺灣大學農業經濟學系教授。

^{**} 海洋大學應用經濟研究所副教授。本文之通訊作者。

^{***} 國立臺灣大學農業經濟學系碩士。

^{****} 海洋大學環境生物與漁業科學學系博士生。

I、前言

黃豆（或稱大豆）是世界上最重要的油籽作物之一，在黃豆經過加工後，除可生產黃豆油（Soybean Oil）之外，其副產品黃豆粉（Soybean Meal）（註 1）亦廣泛用於畜牧生產之飼料，黃豆雖然不是國人主食，但黃豆油卻是民生物資，而黃豆粉之供應亦攸關畜牧產業之生產與發展，故黃豆在廣義糧食上扮演重要角色。

目前台灣每年黃豆消費約在 250 萬公噸左右，但由於水土資源限制，台灣黃豆生產成本偏高，再加上因地處亞熱帶、病蟲害多，單位面積產量低，因此長久以來台灣黃豆之自給率極低（註 2），必須以進口方式彌補生產之不足，使得台灣黃豆需求對國際市場依賴極深。進口黃豆除部分做為零售外，大部分做為加工之用，根據 2007 年台灣糧食供需年報顯示，黃豆作為加工用之比例高達 80.05%。黃豆經加工處理後可生產黃豆油及黃豆粉，1 公斤的黃豆在經過精製後約可生產 160 至 200 公克之黃豆油，以及 800 至 840 公克之黃豆粉（註 3），其中黃豆油是台灣植物性脂肪主要來源，黃豆粉則是國內禽畜飼料之主要原料之一，兩者不論對民生或畜牧產業之發展均扮演重要角色。近年來由於氣候異常造成產量下降、新興國家對穀物需求增加、原油價格高漲刺激生質能源之發展等因素造成國際大宗穀物供不應求（陳郁蕙，2007），造成各類穀物國際市場價格攀升，不但影響進口黃豆之到岸價格，亦影響黃豆製品之價格，甚至有民眾質疑這些產品價格之合理性。

黃豆及其製品（黃豆油及黃豆粉）為異質產品（Differentiated Product）（註 4），黃豆、黃豆油或黃豆粉三者分別具備不同營養特徵，如蛋白質（Protein）與油脂（Oil）含量等，而這些特徵往往反映於市場價格之差異。在完全競爭市場之情況下，若農產品價格能充分反映不同產品之屬性與特性，則此市場之訂價是有效率的（Espinosa & Goodwin, 1991），故不同價格

即代表異質產品之產品特徵 (Characteristic) 與屬性 (Attribute) 所帶來之相對效用；而異質產品中包含非市場 (Non-market) 財貨的特徵時，產品之特徵影子價格 (Hedonic Shadow Price) 或稱特徵價格 (Hedonic Price) (註 5) 則必須能具體反應不同特徵條件 (Rosen, 1974)。就黃豆產業為例，除以目前技術可精確衡量黃豆中所含之蛋白質與油脂含量外，黃豆亦是製造黃豆油與黃豆粉之原料，故黃豆及其製品之市場價格理論上應服從要素成份訂價法 (Component Pricing) (註 6) (Perrin, 1980)。

過去與特徵訂價法 (Hedonic Pricing) 相關的文獻，如 Updaw (1980) 運用特徵訂價法估算美國黃豆之社會收益與成本，其結論為若黃豆實施要素訂價法將無法提高社會福利。Hyberg *et al.* (1994) 則使用特徵訂價法檢視自美國出口之黃豆與日本、南韓、荷蘭與一些歐洲國家等黃豆進口國之黃豆價格，以了解黃豆油脂與蛋白質價值是否隨著黃豆出口至不同國家而改變，並檢定美國官方的對黃豆分級制度 (成分差異) 是否影響其出口價格；其實證結果指出，這些自美出口黃豆的價格確實符合蛋白質及油脂含量等之特徵訂價。另外，Babula *et al.* (2006) 使用向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model，以下簡稱 VECM) 分析美國黃豆、黃豆粉與黃豆油市場間價格的長期級短期價格調整關係，其結果揭示美國黃豆市場適用於 VECM 模型。Chavas 與 Kim (2005) 則將動態觀念納入特徵訂價理論，為特徵價格研究開拓了新視野。由於美國政府對乳製品的支持價格是由特徵訂價理論訂定，因此，Chavas 與 Kim (2005) 探討美國奶製品，包含乳酪 (Cheese)、奶油 (Butter) 與脫脂牛奶 (Non-fat Milk) 三項產品的價格是否符合特徵 (乳脂率與乳蛋白) 訂價法。

過去國內黃豆與其製品相關產業的研究有不少，主要分為三個方面，一為研究黃豆製品價格決定因素，如蕭峯雄 (1978) 與陳培文 (1996)，二為研究黃豆製品產業結構者，如劉如珍 (1990) 與黃欽傳 (1994)，最後如吳榮杰 (1990) 研究經濟成長與政策變動對黃豆市場之影響等。這些研究主要

由從供需面與市場結構、產品上下游供需與政策制度等面向探討黃豆製品價格決定因素。由於目前國內尚欠缺探討黃豆製品之特徵價格與市場價格關聯性相關理論之實證文獻，因此本研究擬以 Chavas 與 Kim (2005) 的方法，探討我國之黃豆與黃豆製品產業之訂價系統與特徵訂價理論的關係。

Chavas 與 Kim (2005) 的特徵訂價理論說明了若產品組成成分比例是固定的，在市場為有效率的假設下，異質產品的訂價應可完全反應組成成分的隱含訂價，即市場不存在套利空間。由於組成成分的隱含特徵價格為影子價格，是無法直接看到的，因此，在實證分析時必須倚賴間接的方式衡量。另因價格會隨著時間而變動，因此如果時間夠長，足以反應價格的變動而使市場不存在套利空間，則短期價格的動態調整速度亦值得探討。目前這方面的研究方法，多以時間序列的誤差修正模型 (VECM) 來處理價格間的長期共整合及短期的價格調整關係。

因此，本研究將應用 Chavas 與 Kim (2005) 的特徵訂價理論及價格的動態性，探討台灣黃豆、黃豆油與黃豆粉產業之產品價格與特徵訂價法的關聯性。首先將運用特徵價格理論，在已知黃豆、黃豆油及黃豆粉的成分含量下，推導得可使這三產品的訂價完全反應組成成分隱含特徵訂價的條件；接著運用共整合分析探討黃豆、黃豆油及黃豆粉價格間的長期均衡及短期價格調整關係；最後，比較兩者的差異，以驗證台灣黃豆及其製品間的價格是否服從特徵訂價理論。

II、特徵訂價法 (Hedonic Pricing)

2.1 特徵訂價法

Chavas 與 Kim (2005) 的特徵訂價 (Hedonic Pricing) 理論說明如下，若某一生產部門將一個初級產品 x 轉換成 n 種最終財 y_i ， $i=1, 2, \dots, n$ ；若初

級產品 x 由 m 種成份所組成，且 m 種成份間在初級及各最終產品中均存在固定比例（註 7）。若生產技術為固定，考慮最終財貨之淨收益極大化及成本極小化的情形下，極大化的問題可寫為：

$$\max_{x, y_1, \dots, y_n} \left\{ B(y_1, \dots, y_n) - C_0(x) - \sum_{i=1}^n C_i(s, y_1, \dots, y_n) : s.t. \sum_{i=1}^n \delta_{ik} y_i \leq \delta_{0k} x, k=1, \dots, m \right\} \quad (1)$$

其中， $B(y_1, \dots, y_n)$ 為 n 種最終財貨之總收益函數， $C_0(x)$ 為初級產品 x 的生產成本； $C_i(s, y_1, \dots, y_n) = \min_{z_i} \{s'z_i : \text{subject to } y_i \leq f_i(z_i, y_{-i})\}$ 為製造 y_i 之極小化成本，且 s 為非成份投入要素如資本與勞動之價格向量； $\sum_{i=1}^n \delta_{ik} y_i \leq \delta_{0k} x$ ，為 x 與第 i 種 y_i 的轉換關係， δ_{0k} 為 1 單位的 x ，第 k 種成份的含量， δ_{ik} 表示 1 單位 y_i 中，第 k 種成份的含量。若最終財貨(y)存在內部解，且最終財市場為完全競爭下，則式(1)的一階條件的結果顯示，最終財貨 y_i 的價格 P_i 必等於邊際成本($\frac{\partial C_i}{\partial y_i}$)與組成成份之影子價值 ($\sum_{k=1}^m \delta_{ik} \lambda_k$)之和，即

$$P_i = \frac{\partial C_i}{\partial y_i} + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} \lambda_k, \quad i=1, \dots, n \quad (2)$$

其中，乘數 $\lambda_k \geq 0$ 為一常數，為邊際價值之概念，可用於衡量第 k 種成份之特徵價格。由式(2)可知每個最終財的價格 P_i 和 m 個組成要素的特徵價格 ($\lambda_1, \dots, \lambda_m$) 相關。式(2)為競爭市場下符合邊際成本法則之條件，若不論市場之競爭行為，則式(2)可表為如下之特徵訂價公式：

$$P_i = w_i + \frac{\partial C_i}{\partial y_i} + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} \lambda_k, \quad i=1, \dots, n \quad (3)$$

其中 w_i 為第 i 個產品市場中價格差值 (Price Wedge)， $i=1, 2, \dots, n$ 。若 $w_i \geq 0$ ，則式(3)式隱含此商品的價格超過它本身邊際成本 ($\frac{\partial C_i}{\partial y_i} + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} \lambda_k$)；

w_i 可反應政府價格支持政策或廠商的市場獨占力，可顯現市場被扭曲的程度。

2.2 特徵訂價法的引申

由於價格通常隨著時間的變動而變動，如果將時間觀念納入特徵訂價公式中，則式(3)第 t 期的特徵訂價公式可寫為：

$$P_{it} = w_{it} + \frac{\partial C_{it}}{\partial y_{it}} + \sum_{k=1}^m \delta_{ik} \lambda_{kt}, \quad i=1, \dots, n \quad (4)$$

其中， P_{it} 為第 t 期第 i 種最終財貨價格， w_{it} 為與競爭價格之價差， $\frac{\partial C_{it}}{\partial y_{it}}$ 代表在第 t 期第 i 個商品的邊際成本， λ_{kt} 在第 t 期第 k 種成份之特徵價格。若將式(4)以向量表示：

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{c}_t + \mathbf{Z}\lambda_t \quad (5)$$

其中， $\mathbf{p}_t = (p_{1t}, \dots, p_{nt})$ 之 $(n \times 1)$ 商品價格向量； $\mathbf{c}_t = (w_{1t} + \frac{\partial c_{1t}}{\partial y_{1t}}, \dots, w_{nt} + \frac{\partial c_{nt}}{\partial y_{nt}})'$ 為 $(n \times 1)$ 向量； $\lambda_t = (\lambda_{1t}, \dots, \lambda_{mt})'$ 代表第 t 期組成成份之特徵價格，為 $(m \times 1)$ 之向量； $\mathbf{Z} = \{\delta_{ik}\}$ 為最終財貨之特徵要素投入量向量 $(n \times m)$ 矩陣，且 \mathbf{Z} 矩陣不隨時間變動。在沒有價格扭曲之情況下，則 $w=0$ ， \mathbf{c}_t 代表邊際成本；若有政策干預或存在市場獨占力則 w 不為零，但 w 被納入邊際成本 \mathbf{c}_t 之中。

式(4)與式(5)表示第 t 期時市場價格 \mathbf{P} 與特徵要素價值間關係，為一靜態的觀念，因向量 \mathbf{p}_t 往往隨時間及市場情況不同而有所波動，故 \mathbf{p}_t 為一隨機價格向量，可能為定態 (Stationary) 亦可能為非定態的數列。為顯示價格的動態行為，Chavas 與 Kim (2005) 即假設價格 \mathbf{p}_t 為 h 階的向量自我迴歸 (Vector Autoregression, 以下簡稱 VAR) 模型的形式， $\text{VAR}(h)$ ，即：

$$\mathbf{p}_t = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{p}_{t-1} + \dots + \beta_h \mathbf{p}_{t-h} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中，參數 β_0 為 $(n \times 1)$ 向量，參數 β_i 為 $(n \times n)$ 矩陣， $i = 1, 2, \dots, h$ 。誤差項 ε_t 則為 $(n \times 1)$ 向量，令 ε_t 服從期望值為 0、變異數為 Σ_ε 之常態分配。式(4)與式(5)代表的是靜態特徵訂價法的結構式，式(6)代表捕捉了價格動態性之縮減式。若價格 \mathbf{p}_t 為非定態，且每個價格均為 $I(d)$ 的序列， d 為每個價格差分為定態的次數，則可將式(6)以誤差修正 (Error-correction) 之方式表示之，稱為向量自我迴歸誤差修正模型，或簡稱向量誤差修正模型 (VECM)，即：

$$\Delta \mathbf{p}_t = \beta_0 + \gamma_1 \Delta \mathbf{p}_{t-1} + \dots + \gamma_{h-1} \Delta \mathbf{p}_{t-h+1} + \Pi \mathbf{p}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中， $\gamma_j = -[\beta_{j+1} + \beta_{j+2} + \dots + \beta_h]$ 且 $j=1, 2, \dots, h-1$ ； $\Pi = \left[-I + \sum_{i=1}^p \beta_i \right] = -B(1)$ 。從式(7)可得知若 $\text{rank}(\Pi) \equiv r < n$ ，則 $\Delta \mathbf{p}_t$ 為定態。將 Π 表示為 $\Pi = \mathbf{B}\mathbf{A}$ ，由 Granger 之表現定理可知，矩陣 \mathbf{A} 的 r 列可表為共整合向量 (Cointegration Vectors)，且 $[\mathbf{A} \mathbf{p}_t]$ 為定態，表示其中存在 r 個 \mathbf{p}_t 的線性組合使 \mathbf{p}_t 經轉換而成定態序列，亦即存在 r 個價格 \mathbf{p}_t 間的長期均衡關係。式(6)與式(7)為以時間序列計量模型估計的商品價格之間可能的短期動態調整及長期共整合關係。

另外，若由結構式(4)及式(5)可知，異質產品的價格是由邊際成本與所有成份之特徵價值加總而得，為瞭解各異質產品價格 \mathbf{p}_t 間是否服從長期均衡趨勢，可先將產品特性 \mathbf{Z} 對產品價格造成之影響因素排除。因此，若假設有一矩陣 \mathbf{K} ，使 $\mathbf{K}\mathbf{Z} = \mathbf{0}$ ，亦即 \mathbf{K}' 為 \mathbf{Z}' 零空間 (Null Space) 的一個基底 (Basis)，則式(5)特徵訂價方程式成為：

$$\mathbf{K}\mathbf{p}_t = \mathbf{K}\mathbf{c}_t \quad (8)$$

式(8)表示 \mathbf{p}_t 的線性組合僅與 \mathbf{c}_t 相關，顯示若找出一 \mathbf{K} 向量使得 $\mathbf{K}\mathbf{Z} = \mathbf{0}$ ，則線性組合 $[\mathbf{K} \mathbf{p}_t]$ 可排除所有特徵價格 (λ_t) 變動的效果，且若假設當 $[\mathbf{K} \mathbf{c}_t]$ 為定態，隱含 $[\mathbf{K} \mathbf{p}_t]$ 也將是定態，即使價格 \mathbf{p}_t 為非定態序列，此結果亦成立；亦即，假設 $[\mathbf{K} \mathbf{c}_t]$ 為定態，若 \mathbf{p}_t 為非定態，但 n 個商品價格 (\mathbf{p}_t) 間的線性組

合爲定態，稱爲商品價格(p_t)間具有共整合關係，且 K 爲價格 p_t 間之共整合向量。

以上的分析說明一重要結論，即當 $KZ = 0$ 且 $[K c_t]$ 爲定態下，若 $[K p_t]$ 爲定態，則與 $[K c_t]$ 具動態一致性，表示最終財貨價格(p_t)的調整方式符合特徵訂價法。但若 $[K p_t]$ 非定態，表示 c_t 並不是影響 p_t 波動的唯一因素，則表示 p_t 的調整方式與特徵訂價法並無關係。

由於台灣黃豆、黃豆油及大豆粉三類黃豆及其製品的組成成分具相當穩定的固定比例，因此符合前述推導的特徵訂價理論的假設。以下將以台灣黃豆及其製品爲例，在已知黃豆、黃豆油及黃豆粉的成分含量下，推導可使這三產品的訂價完全反應組成成分隱含訂價的條件；另外，將以時間序列計量模型分析三產品價格間的短期動態調整及長期共整合關係。最後，比較兩種方法估算的台灣黃豆及其製品價格間長期共整合關係的差異，並分析發生差異可能的原因。

III、資料處理、實證模型設立與檢定

3.1 資料來源及變數定義說明

實證模型使用之變數名稱、定義、資料處理方式與資料來源分述如下，並將其整理如下表 1。在黃豆價格部分，爲確切掌握自美進口黃豆運至台灣之到岸價格，本研究依據中華食物網每日黃豆現貨行情中之台中、高雄兩地到港報價計算而得每月進口黃豆平均到港價格($AVGSP_t$)；另外在黃豆油價格方面，本研究以工商時報發佈之黃豆油中盤價格(SOP_t)爲基礎；而黃豆粉價格則以中華民國養豬合作社聯合社發布之黃豆粉報價(SMP_t)爲基礎。

表 1 本研究實證資料之變數定義表

變數名稱	定 義	資 料 處 理	資 料 來 源
$AVGSP_t$	黃豆平均到港價格	以中華食物網發佈之黃豆到台中港、高雄港價格，各以 1/2 為權數，計算而得之黃豆平均到港價格。	整理自中華食物網
SOP_t	黃豆油中盤價	以工商時報發布之大統益大豆沙拉油中盤價計，原單位為新台幣元/18 公升，本研究以大統益大豆沙拉油平均比重 0.922，將其單位換算為元/公斤。	經濟新報財經資料庫-工商時報
SMP_t	黃豆粉價格	以中華民國養豬合作社聯合社發布之大統益黃豆粉報價計。	中華民國養豬合作社聯合社

資料來源：本研究整理。

註：1.變數單位皆為新台幣元/公斤，資料期間為 2004 年 1 月至 2008 年 7 月，資料型態為月資料，共計 55 筆。

2.由於中華食物網發佈之每日黃豆現貨行情（台中、高雄兩港之到港報價）並無太大差異，因此本研究各以 1/2 為權數，計算得每月平均到港價格。

3.2 變數的敘述統計

在本研究期間（2004 年 1 月至 2008 年 7 月），台灣黃豆、黃豆油及黃豆粉價格之平均數及標準差整理於表 2。由表 2 可知，歷年來各產品價格由高至低依序為黃豆油、黃豆價格及黃豆粉價格。在 2007 至 2008 年間，黃豆到港月平均價格較前幾年高，而其對應之標準差在最後兩年更是明顯高於前面幾年，其中相較於 2006 年，2007 年之到港月平均價格增加 38%，而 2008 年價格又較 2007 年提高約 45%；黃豆油方面，在 2007 及 2008 年，黃豆油平均價格亦明顯高於前幾年之平均價格，而相較於 2006 年，2007 年之平均黃豆油價格增加 43.48%，而 2008 年價格又較 2007 年提高約 45%；而黃豆

粉價格與黃豆油及黃豆到港價格有相同之變動趨勢，於 2007 及 2008 年之黃豆粉平均價格高於前面幾年，唯其變動程度並未如前兩者之變動幅度大，相較於 2006 年，2007 年之黃豆粉平均價格增加 26%，而 2008 年價格則較 2007 年提高約 39%，顯見 2007 至 2008 年價格有上升趨勢。其原因可能是因為 2007 年 8 月美國黃豆種植面積大減為自 1995 年以來新低，由於預期供給量大降，使當時美國國內黃豆價格急速攀升，也由於高黃豆價格限制了美國黃豆出口需求，使美國黃豆之離岸價格遠超過其他出口國。

圖 1 為 2004 年 1 月至 2008 年 7 月之間黃豆到港價格、黃豆油價格與黃豆粉價格之趨勢圖。

表 2 變數之敘述統計量

單位：元

年 度	黃豆到港價格		黃豆油價格		黃豆粉價格	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
2004/01-2004/12	13.37	1.30	32.66	2.92	10.97	1.32
2005/01-2005/12	10.51	0.14	28.63	0.60	9.39	0.28
2006/01-2006/12	9.81	0.65	27.32	1.32	8.73	0.49
2007/01-2007/12	13.53	2.33	39.20	5.55	11.01	1.82
2008/01-2008/07	19.65	1.26	56.76	2.36	15.30	1.57
2004/01-2006/12	11.23	1.77	29.54	2.94	9.70	1.25
2007/01-2008/07	15.78	3.61	45.67	9.82	12.59	2.72
2004/01-2008/07	12.80	3.34	35.11	9.88	10.70	2.32

資料來源：本研究整理。

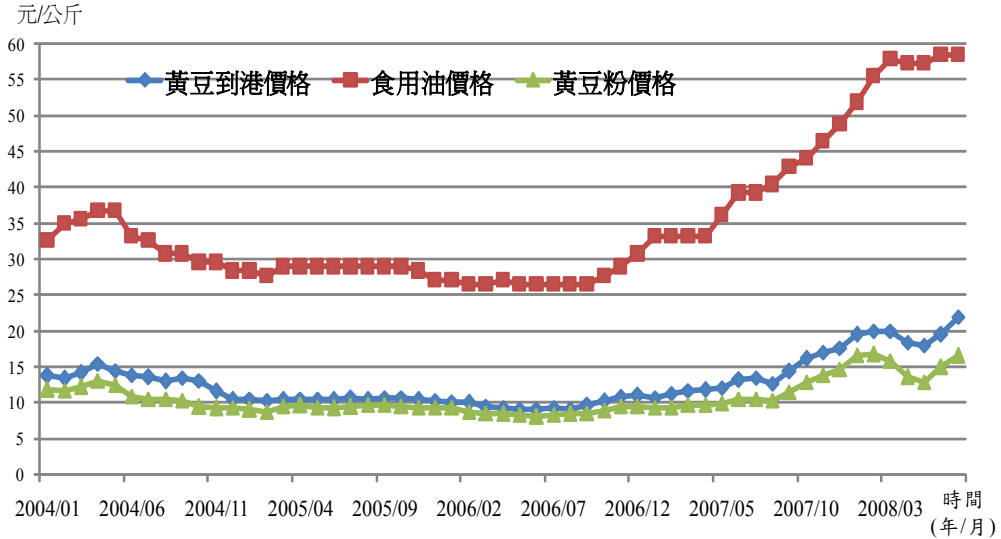


圖 1 黃豆、黃豆油及黃豆粉歷年價格趨勢圖

資料來源：本研究整理。

3.3 模型設定及檢定

由於採用之資料期間較長，可能包含無法預測的外生衝擊或是重大的經濟事件，而這些外生衝擊或是重大的經濟事件發生時，勢必將對變數產生影響，本研究的資料其間達近五年，因此，在時間序列模型的設定上，加入一結構變化的變數 D ，以擷取因結構性的變化可能對價格的影響，假設結構變化同時影響截距項及斜率，則台灣黃豆、黃豆油及黃豆粉價格之間的 h 階 VAR 模型式(6)，可改寫為：

$$p_{it} = \beta_{0i} + \beta_i t + \sum_{k=1}^h \sum_{j=1}^3 \beta_{ijk} p_{j,t-k} + \beta_{Di} D_t + \sum_{k=1}^h \beta_{Dik} (D_t \bullet p_{i,t-k}) + e_{it}, \quad i=1,2,3 \quad (6')$$

其中， p_1 、 p_2 及 p_3 分別代表 $AVGSP$ 、 SOP 及 SMP ；虛擬變數 D 的設定

允許結構變化可能對價格的影響，若結構變化時間為 τ ，則 D 的設定如下：
 $D_t=0$ ，當 $t < \tau$ ； $D_t=1$ ，當 $t \geq \tau$ 。 β_{Di} 及 β_{Dik} 分別為結構變化對截距項及價格可能影響的估計參數； e_{it} 為隨機誤差項，服從期望值為 0、變異數為 Σ_e 之常態分配。上式表示台灣黃豆及其製品價格間的動態關係，若價格為非定態且為 $I(d)$ ，則式(6')的 VECM 式(7)可寫為，

$$\Delta p_{it} = \pi_i EC_{t-1} + \beta'_{0i} + \beta'_i t + \sum_{k=1}^{h-1} \sum_{j=1}^3 \beta'_{ijk} \Delta p_{j,t-k} + \beta'_{Di} D_t + \sum_{k=1}^h \beta'_{Dik} (D_t \bullet p_{i,t-k}) + e'_{it},$$

$i=1,2,3$ (7')

其中， EC 為共整合方程式，可能不只一個，為三個價格變數第 $t-1$ 期的線性組合，若 EC 包含截距項及趨勢，則可寫為 $EC_{t-1} = AVGSP_{t-1} + k_0 + k_1(t-1) + k_2 SOP_{t-1} + k_3 SMP_{t-1}$ ，且 $V = [1 \quad k_2 \quad k_3]$ 為 $[AVGSP_t \quad SOP_t \quad SMP_t]'$ 價格間的標準化共整合向量。

3.4 統計檢定

3.4.1 結構變化及定態的檢定

Perron (1989) 證明若時間序列資料具有結構改變的現象，將使傳統的單根檢定得到傾向於接受單根之錯誤結果，因此欲避免統計推論或進行估計時發生錯誤，故本研究將「結構轉變」納入模型的考慮範圍。本研究應用 Quandt-Andrews 結構性轉變檢定法，此法為在未知結構轉變點下來確認資料的結構轉變特徵，以減低因任意選取結構轉變點而對估計結果可能帶來誤判的機率。根據 Quandt (1960)，可將某段期間 $[\tau_0, \tau_1]$ 內的時點都當成可能的轉變點，計算出 $[\tau_0, \tau_1]$ 內之所有 Chow 檢定統計量，並從中找出最大的 Chow 檢定統計量，即為結構變化轉換點。

另外，在檢定台灣黃豆、黃豆油及黃豆粉價格是否為定態的檢定，將採擴大型單根檢定 (Augmented Dickey-Fuller Test，以下簡稱 ADF)，在落後期

數選取部分，因單根檢定方程式之估計參數會隨落後期數的變動而改變，故進行單根檢定時，須先選取落後期數，本研究中係採用 Schwartz Information Criterion（以下簡稱 SIC）做為最佳落後期數 h 的選取準則。包含趨勢 p_t 序列的 ADF 單根檢定式可寫為下式：

$$\Delta(p_t) = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma p_{t-1} + \sum_{i=2}^h \beta_i \Delta p_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其中，單根檢定的虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ ， $H_1: \gamma < 0$ ，若接受 H_0 則表示有單根。

另外，將以考量結構性轉變之單根檢定（Perron，1989）來檢驗序列的性質，虛無假設為假設結構轉變點（ τ ）已知之單根序列，以 Perron（1989）崩盤模型為基礎，探討由 Quandt-Andrews 檢定找出的結構轉變點，是否影響序列之定態性，並參照 Perron（1989）所提供之臨界值表來判定拒絕虛無假設與否。

3.4.2 Johansen 共整合向量估計與檢定

Granger（1981）指出各變數雖為非定態序列，但若其線性組合為定態，則稱這些變數間存在共整合關係。Johansen（1988，1991，1995）及 Johansen 與 Juselius（1990）運用向量誤差修正模型（VECM），如式(7)及式(7')，發展出最大概似檢定法，利用聯立方程式對多個變數進行估計，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。本研究將運用 Johansen（1995）共整合檢定進行共整合測試，其共五種共整合檢定，即 VAR 模型無確定趨勢且共整合方程式無常數項、VAR 模型無確定趨勢且共整合方程式有常數項、VAR 模型有確定趨勢但共整合方程式僅有常數項、VAR 模型及共整合方程式都有確定趨勢、VAR 模型有趨勢平方項且共整合方程式有線性趨勢等五類檢定，依資料特性，檢定的結果可能為五種檢定的任一種。Johansen 共整合檢定程序，表示長期下經濟力量會使得序列的變動趨勢相

近，達成一長期均衡關係，而矩陣中的向量則稱共整合向量。Johansen 共整合檢定係利用對角元素和檢定 (Trace Test) 及最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue Test) 對式(7)中 Π 矩陣的秩 (Rank) 檢定序列是否存在共整合關係。

IV、實證結果分析

4.1 結構變化及定態的檢定

首先，觀察 $AVGSP_t$ 、 SOP_t 及 SMP_t 等三變數是否具有結構變化，由自我相關圖 (Correlogram) 可觀察出三個價格之偏自我相關係數值在階次為 2 時，皆有明顯截斷 (Cut-off) 之現象，因此在進行 Quandt-Andrews 結構轉變點檢定時各序列皆選用 AR(1) 做為分析基礎，並將結果整理如表 3。表 3 顯示 $AVGSP_t$ 、 SOP_t 及 SMP_t 等三變數之 $P-Sup$ 分別為 0.0880、0.0990 與 0.0689，分別在 10% 顯著水準下拒絕無結構性轉變之虛無假設，表示在考慮只有一個結構性轉變之 Quandt-Andrews 結構轉變點檢定中， $AVGSP_t$ 、 SOP_t 及 SMP_t 三序列可能存在一個結構性轉變點，而此結構性轉變點分別發生在 2007 年 9 月、2006 年 10 月與 2007 年 9 月。由於 2007 年 8 月美國黃豆種植面積大減，致使我國黃豆進口價格提高。因此，本研究實證分析的結構變化變數 D 的設定將選擇 2007 年 9 月為分界點，並將 D 設定為： $D_t=0$ ，當 $t < 2007$ 年 9 月； $D_t=1$ ，當 $t \geq 2007$ 年 9 月。

接著，考慮有結構轉變下 $AVGSP_t$ 、 SOP_t 及 SMP_t 是否為定態之單根檢定，結果列於表 4。表 4 顯示在 5% 之顯著水準下，結構轉變點在 2007 年 9 月之 ADF 臨界值為 -3.75，2006 年 10 月之臨界值為 -3.76，在兩種狀況下， $AVGSP_t$ 、 SOP_t 及 SMP_t 三變數均無法拒絕有單根之虛無假設。為確認各變

數之整合階次，將變數差分後再進行單根檢定，此三變數一階差分後之 ADF 單根檢定結果顯示，無論有無截距項或趨勢項與否，一階差分後之 $AVGSP_t$ 、 SOP_t 與 SMP_t 三變數均拒絕有單根之虛無假設，表示黃豆到港價格($AVGSP_t$)、黃豆油中盤價格(SOP_t)及豆粉價格(SMP_t)均屬於 I(1)序列。

表 3 Quandt-Andrews 結構轉變點檢定結果

變數名稱	$Sup - F$	$P - Sup$	出現最大 F 值 之時間點
$AVGSP_t$	10.18260	0.0880*	2007/09
SOP_t	9.889379	0.0990*	2006/10
SMP_t	10.78474	0.0689*	2007/09

資料來源：本研究估計整理。

註：1. P 值（即表中之 $P - Sup$ ）算法為 Hansen (1997) 所提供之計算方法。

2. 「*」表於 10%顯著水準下，拒絕無結構性轉變之虛無假設；「**」表於 5%顯著水準下，拒絕無結構性轉變之虛無假設。

3. 本研究選定從第 τ_0 筆樣本、 $\tau_0 + 1$ 筆，做到 τ_1 筆，其中 $\tau_0 = 15\% \times T$ ， $\tau_1 = T - \tau_0 + 1$ ，其中 T 為總樣本數 55。

表 4 考慮結構性轉變之 $AVGSP_t$ 、 SOP_t 及 SMP_t 單根檢定結果

變數	係數值	標準差	t 值	10% 臨界值	5% 臨界值	1% 臨界值
$AVGSP_{t-1}$	-0.1445	0.0504	-2.8682	-3.46	-3.75	-4.33
SOP_{t-1}	-0.0296	0.0218	-1.3540	-3.47	-3.76	-4.45
SMP_{t-1}	-0.1604	0.0603	-2.6590	-3.46	-3.75	-4.33

資料來源：本研究估計整理。

註：「*」表於 10%顯著水準下，拒絕有單根之虛無假設；「**」表於 5%顯著水準下，拒絕有單根之虛無假設；「***」表於 1%顯著水準下，拒絕有單根之虛無假設。

4.2 以特徵訂價公式計算共整合向量 K 之結果

由特徵訂價公式之結構式(4)及式(5)可知，為瞭解各異質產品價格 p_t 間是否服從長期均衡趨勢，須先將產品特性 Z 對產品價格造成之影響因素排除。目前我國進口黃豆以美國 2 號黃豆為主（陳郁蕙，2007），而黃豆油廠商為多頭壟斷之局面（劉如珍，1990），在此兩條件為前提下，進行後續分析。特徵訂價若成立代表產品市場價格 p_t 與產品組成要素 Z 及要素特徵價格 λ_t 間存在相依關係。即式(4)可表示為：

$$p_t = \begin{bmatrix} AVGSP_t \\ SOP_t \\ SMP_t \end{bmatrix} = c_t + Z\lambda_t$$

以黃豆製品之兩個重要的組成要素為粗蛋白與粗脂肪，根據大統益品質管理部提供之產品訊息（註 8），榨油用之 2 號黃豆（含夾雜物）包含之粗蛋白含量約在 33%-36%間，粗油脂之含量約在 18%-20%間；黃豆油粗油脂之含量為 100%；普通蛋白豆粉其中黃豆之粗蛋白含量約為 43%，粗油脂之含量約在 1.5%-2.5%間。若以上述各成份（黃豆、黃豆油與黃豆粉）之平均數表示黃豆、黃豆油與黃豆粉三種產品之標準要素組成矩陣 Z_0 ：

$$Z_0 = \{\delta_{ik}\} = \begin{bmatrix} 0.345 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$$

其中， $k=\{\text{粗蛋白，粗脂肪}\}$ 。根據式(5)，在已知異質產品之組成成分矩陣 Z 之下，可據此找出對應之 K 矩陣。根據矩陣性質，計算得 Z_0' 的零空間的基底（Basis of the Null Space） K_0 （註 9）為：

$$K_0' = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17395 \\ -0.80233 \end{bmatrix}$$

由上可知 \mathbf{K}_0 是依據特徵價格公式及各產品組成分之比例推導而得之共整合向量，依據理論， \mathbf{K}_0 亦為價格 \mathbf{p}_t 之共整合向量。為證明 \mathbf{K}_0 為 \mathbf{p}_t 之共整合向量，我們可以利用 ADF 單根檢定來檢驗 $[\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_t]$ 是否為定態序列，其結果列如表 5。在包含截距項與時間趨勢的 ADF 結果顯示，在 10% 的顯著水準下， $[\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_t]$ 拒絕有單根的虛無假設，亦即 $[\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_t]$ 為定態的序列。由於 \mathbf{p}_t 為非定態的 $I(1)$ ，又 $[\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_t]$ 為定態，依理論可知， \mathbf{K}_0 為 \mathbf{p}_t 的共整合向量。

由於 $\mathbf{K}\mathbf{p}_t = \mathbf{K}\mathbf{c}_t$ ，且根據特徵訂價理論，在 $[\mathbf{K}\mathbf{c}_t]$ 為定態的假設下， $[\mathbf{K}\mathbf{c}_t]$ 為定態序列若且唯若 $[\mathbf{K}\mathbf{p}_t]$ 為定態序列。因此以上計算結果，亦提供了 $[\mathbf{K}\mathbf{c}_t]$ 為定態序列的證據，其中 \mathbf{c}_t 表示邊際加工成本或是價格扭曲的部分。亦即， $[\mathbf{K}\mathbf{p}_t]$ 的線性轉換消除了組成成份價值的影響。再者，依特徵訂價理論所估算出之特徵價格向量 \mathbf{K}_0 為市場價格 \mathbf{p}_t 之共整合向量，亦說明至少在長期下，台灣黃豆及其製品市場價格之訂價服從特徵訂價法。

表 5 $[\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_t]$ 單根檢定之結果：2004/1 至 2008/7

變數	係數值	標準差	t 值	ADF 10% 臨界值
常數項	-0.5544	0.1887	-2.9378	
$[\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_{t-1}]$	-0.4146	0.1198	-3.4613	-3.1766
時間趨勢 t	-0.0085	0.0048	-1.7701	

資料來源：本研究估計整理。

註：單根檢定式為 $\Delta(\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_t) = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma(\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_{t-1}) + \sum_{i=2}^h \beta_i \Delta(\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_{t-i+1}) + \varepsilon_t$ ；SIC 準則

選取最佳落後期數，單根檢定的虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ ， $H_1: \gamma < 0$ ，若接受 H_0 則表示有單根。以上結果亦說明 $[\mathbf{K}_0 \mathbf{p}_t]$ 為定態的 AR(1) 序列。

4.3 Johansen 之共整合向量及誤差修正模型之估計結果

接著，以時間序列計量模型驗證商品價格的動態關係是否符合特徵訂價法，由 4.1 節黃豆到港價格($AVGSP_t$)、黃豆油中盤價格(SOP_t)及豆粉價格(SMP_t)均屬於 $I(1)$ 序列的結果得知，三價格變數為非定態但其整合階次相同，因此可進行 Johansen 共整合檢定。

Johansen 共整合檢定為在式(7')VECM 模型的設定下進行檢定，在選擇最佳落後期數為 3 後，黃豆到港價格($AVGSP_t$)、黃豆油中盤價格(SOP_t)及黃豆粉價格(SMP_t)三變數之 Johansen 共整合檢定，其結果顯示在 5% 之顯著水準下，對角元素和 (Trace Test) 及最大特性根檢定均在共整合方程式及 VAR 模型皆包含常數項及線性趨勢的設定下，無法拒絕至多只有 1 個共整合向量之虛無假設，表示有 1 組共整合向量存在，即說明黃豆到港價格($AVGSP_t$)、黃豆油中盤價格(SOP_t)及黃豆粉價格(SMP_t)存在共整合關係，亦即三者價格間處於長期同步均衡變動。

式 (7')標準化共整合向量及誤差修正模型估計結果如表 6 所示，表示黃豆到港價格($AVGSP_t$)、黃豆油中盤價格(SOP_t)及黃豆粉價格(SMP_t)的長期均衡關係為 $AVGSP_t = 3.1899 + 0.0535t + 0.1978 SOP_t + 0.9934 SMP_t$ ，其中 SOP_t 及 SMP_t 的估計參數均在 5% 的顯著水準下顯著。若以 V 來表示估計出之共整合向量，則黃豆到港價格($AVGSP_t$)、黃豆油中盤價格(SOP_t)及黃豆粉價格(SMP_t)三變數的標準化共整合向量為 $V = [1 \ -0.1978 \ -0.9934]$ 。

另外，誤差修正方程式的估計結果顯示，短期價格調整受到前期價格波動及結構變化的影響。其中，黃豆價格的共整合方程式的估計參數顯著為負，顯示從長期均衡顯著的偏離影響黃豆的短期價格調整，黃豆油的前期價格波動、結構變化、結構變化與黃豆本身前期價格交叉項及結構變化與黃豆粉的前期價格交叉項對黃豆本期價格的調整亦有顯著影響；黃豆粉的前期價格波動、結構變化與黃豆油前期價格交叉項對黃豆油本期價格的波動有顯著

影響；黃豆、黃豆油及豆粉前期價格波動、結構變化、結構變化與黃豆、黃豆油及黃豆粉前期價格交叉項對黃豆粉本期價格的波動都有顯著影響。

最後，由估計結果可計算模型的動態乘數效果，即衝擊反應函數（Impulse Response Function），其為衡量若第 t 期某一價格變數受到 1 單位（在此為元）的外在衝擊時，模型內所有內生變數（所有價格）當期或所有未來各期的動態影響過程，其每一期的影響大小可寫為 $\frac{\partial p_{i,t+s}}{\partial e_{1,t}}$ 、

$\frac{\partial p_{i,t+s}}{\partial e_{2,t}}$ 及 $\frac{\partial p_{i,t+s}}{\partial e_{3,t}}$ ， $i=1,2,3$ ， $s=1,2,3,\dots$ 期，其結果繪於圖 2-1、圖 2-2 及圖 2-3。

圖中分別表示當黃豆價格（*AVGSP*）、黃豆油價格（*SOP*）及黃豆粉價格（*SMP*）受 1 單位外在衝擊時，對於黃豆價格、黃豆油價格及黃豆粉價格可能影響之期數及大小。短期而言，除了前期價格可能影響當期價格外，圖中亦顯示，尚存在一些除了黃豆、黃豆油及黃豆粉價格以外的外在因素，可明顯的衝擊三種產品的短期價格，唯影響大小及期程各有差異。如圖 2-1，當黃豆市場發生外力衝擊時，對黃豆及黃豆油價格影響比黃豆粉小，調整至長期均衡價格的速度也比黃豆粉快速；圖 2-2 則說明當外力衝擊發生在黃豆油市場時，相對的對三種產品價格影響較大，調整至均衡的速度也較慢，但黃豆油價格調整的速度快過黃豆價格，黃豆粉價格調整速度最慢；圖 2-3 則顯示當外力衝擊來自黃豆粉市場時，對三種產品的影響相對最小，黃豆及黃豆油價格調整至長期均衡價格的速度都比黃豆粉快。若長期來看，不管外在衝擊來自於對黃豆市場、黃豆油市場或黃豆粉市場，這些外在衝擊的影響終究都將衰退收斂至趨近 0，亦即，黃豆、黃豆油及黃豆粉價格最後仍回歸至三種價格間的長期均衡關係。

表 6 $AVGSP_t$ 、 SOP_t 與 SMP_t 標準化共整合向量及誤差修正模型估計結果

	黃豆價格($AVGSP_{t-1}$)		黃豆油價格(SOP_{t-1})		黃豆粉價格(SMP_{t-1})	
	估計參數	標準差	估計參數	標準差	估計參數	標準差
標準化 共整合向量	1.0000		-0.1978***	(0.0817)	-0.9934***	(0.3456)
誤差修正式						
變數	黃豆價格($\Delta AVGSP_t$)		黃豆油價格(ΔSOP_t)		黃豆粉價格(ΔSMP_t)	
EC_{t-1}	-0.5755	(0.1836)**	0.6797	(0.4540)	-0.0029	(0.1702)
$\Delta AVGSP_{t-1}$	0.3047	(0.2008)	-0.1335	(0.4964)	-0.0008	(0.1861)
$\Delta AVGSP_{t-2}$	-0.2453	(0.1660)	-0.2557	(0.4105)	-0.0602	(0.1539)
$\Delta AVGSP_{t-3}$	0.0584	(0.1659)	-0.1587	(0.4102)	-0.2803	(0.1538)*
ΔSOP_{t-1}	-0.0307	(0.0869)	-0.1842	(0.2149)	-0.0670	(0.0805)
ΔSOP_{t-2}	-0.0873	(0.0830)	-0.0095	(0.2053)	0.0502	(0.0769)
ΔSOP_{t-3}	-0.2193	(0.0799)**	-0.2800	(0.1974)	-0.1279	(0.0740)*
ΔSMP_{t-1}	-0.1110	(0.3387)	1.6650	(0.8373)**	0.5181	(0.3139)*
ΔSMP_{t-2}	-0.0899	(0.2318)	0.3996	(0.5732)	-0.5820	(0.2148)**
ΔSMP_{t-3}	0.0434	(0.2890)	1.3498	(0.7144)*	0.5403	(0.2678)**
C	-1.1891	(0.2703)**	-0.5623	(0.6682)	-0.5343	(0.2505)**
t	0.0529	(0.0120)**	0.0309	(0.0297)	0.0210	(0.0111)*
D_t	7.2071	(2.5227)**	-3.8936	(6.2370)	7.6260	(2.3377)**
$AVGSP_{t-1} * D_t$	0.3041	(0.8052)	-0.3333	(1.9907)	1.8268	(0.7462)**
$SOP_{t-1} * D_t$	-0.7512	(0.5405)	-2.7256	(1.3363)**	-1.0665	(0.5009)**
$SMP_{t-1} * D_t$	-0.4005	(0.7937)	0.6639	(1.9624)	-1.8087	(0.7355)**
$AVGSP_{t-2} * D_t$	-0.0315	(1.4274)	-4.7828	(3.5289)	-0.7492	(1.3227)
$SOP_{t-2} * D_t$	0.2953	(0.4113)	0.3878	(1.0167)	-0.0903	(0.3811)
$SMP_{t-2} * D_t$	0.9150	(1.8632)	7.0851	(4.6063)	2.4437	(1.7265)
$AVGSP_{t-3} * D_t$	1.9426	(1.1876)*	1.7303	(2.9360)	3.3163	(1.1005)**
$SOP_{t-3} * D_t$	0.1106	(0.4350)	2.3633	(1.0755)**	0.4485	(0.4031)
$SMP_{t-3} * D_t$	-2.4633	(1.4623)*	-2.5766	(3.6151)	-3.9058	(1.3550)**
Adj. R^2	0.7447		0.4971		0.7649	
Log likelihood	-10.84957		-57.01235		-6.96538	

資料來源：本研究估計整理。

註：「*、**及***」分別代表於 10%、5%及 1%顯著水準下，該估計參數顯著異於 0。

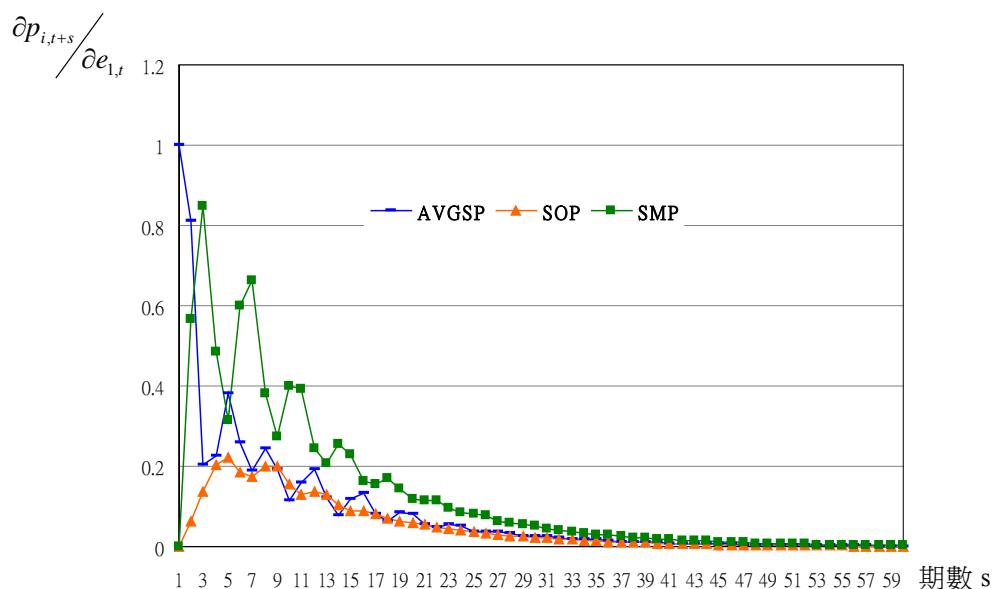


圖 2-1 當 AVGSP 受 1 單位外生衝擊時，AVGSP、SOP 及 SMP 的動態反應

資料來源：本研究估計整理。

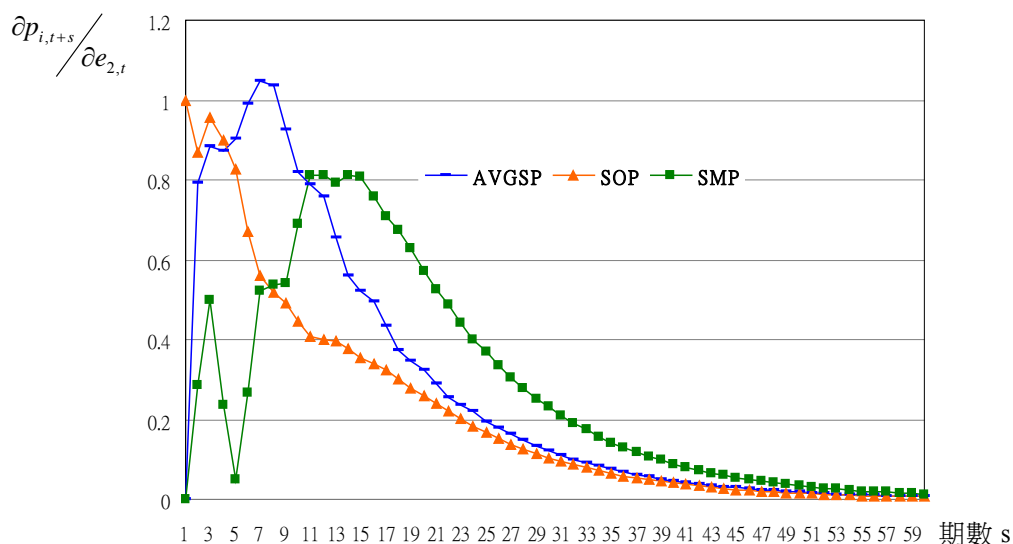


圖 2-2 當 SOP 受 1 單位外生衝擊時，AVGSP、SOP 及 SMP 的動態反應

資料來源：本研究估計整理。

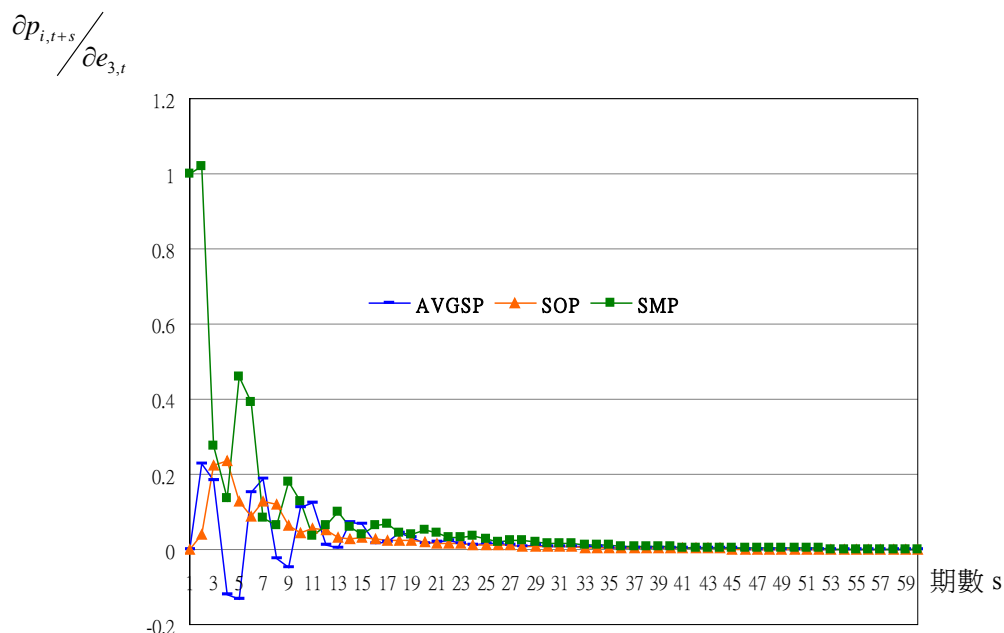


圖 2-3 當 SMP 受 1 單位外生衝擊時，AVGSP、SOP 及 SMP 的動態反應

資料來源：本研究估計整理。

4.4 結果比較

比較以由特徵訂價公式(式(5)及式(8))計算的共整合向量 \mathbf{K} 及由動態價格模型(式(7'))估計之共整合向量 \mathbf{V} 的結果發現， $\mathbf{K} = \begin{bmatrix} 1 \\ k_2 \\ k_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17395 \\ -0.80233 \end{bmatrix}$ ， $\mathbf{V} =$

$$\begin{bmatrix} 1 \\ v_2 \\ v_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.1978 \\ -0.9934 \end{bmatrix}，由上可知 k_2 = -0.17395、k_3 = -0.80233，而 v_2 = -0.1978、$$

$v_3 = -0.9934$ ，兩組共整合向量接近，這個結果與 Chavas 與 Kim (2005)美國乳製品價格間特徵訂價的實證結果類似。

由於美國政府幾十年來對牛奶的價格實施支持政策，該牛奶銷售指示（Milk Marketing Orders）對美國乳製品價格的分類就是依特徵訂價公式訂定支持價格，此政策同時影響了美國的乳酪（Cheese）、奶油（Butter）及脫脂奶粉（Non-fat Dry Milk）的市場價格，因此，Chavas 與 Kim (2005) 選擇了 1970-1999 年美國乳酪、奶油及脫脂奶粉為標的物，研究三種乳製品的市場價格是否符合特徵訂價法。他們的研究結果顯示，在有價格支持政策下，價格間的 Johansen 共整合分析的結果有 1 條的共整合向量；在沒有價格支持政策下，則呈現多條的共整合向量。但不論有或沒有政府價格支持政策，都有一組共整合向量與以特徵訂價公式估算的共整合向量接近。因此，其結論為不論有或沒有政府價格支持政策，特徵訂價法對美國乳製品長期的市場價格決定，扮演著重要的角色。唯在沒有政府價格支持政策，則產生其他組與特徵訂價理論不同的共整合向量，這結果也顯示，在沒有價格支持政策下，美國乳製品價格間存在不同於特徵訂價理論的長期價格均衡關係，但其成因不明，由於價格由市場決定，因此其推測可能是私人存貨管理或市場力量等原因。

台灣自民國 76 年之後開放黃豆進口，除了僅進口關稅外，政府並沒有對黃豆施行價格支持政策。本研究的結果亦顯示，雖然目前台灣主要由少數加工業者自行進口黃豆，但黃豆及其製品間的訂價，短期間價格調整互有影響，亦明顯受到外在因素影響而有短期價格波動，但長期間的關係仍符合特徵訂價理論，此結果與 Chavas 與 Kim (2005) 不論在有或沒有政府的價格支持政策下，都有一組共整合向量與以特徵訂價公式估算的共整合向量接近的結果相近。

V、結論與建議

自 2006 年 10 月國際大宗穀物起漲至 2008 年 7 月穀物價格持續攀升甚至屢創歷史高點的這段期間，進口黃豆價格由 2006 年 10 月之每公斤 8.72 元，持續飛漲，直至 2008 年 10 月之每公斤 18.98 元，亦連帶使得國內黃豆製品相關產業加工成本攀升。此外，我國黃豆自給率低，國際市場依賴程度甚深，其中以美國為黃豆進口之大宗，以 2008 年為例，自美進口黃豆平均比例佔 87.48%，且由於我國黃豆於進口後，零售用黃豆為少數，其餘皆多作加工用，2007 年黃豆加工用之比例為 80.05%，因此進一步分析 2004 年 1 月至 2008 年 7 月間黃豆、黃豆油與黃豆粉三項異質商品間產品價格間之長期關聯性，並考慮黃豆平均到港價格、黃豆油價格與黃豆粉價格間的關係是否符合特徵訂價理論。

本研究結果顯示，根據特徵理論推估而得之理論特徵價格共整合向量 $K_0 = [1 \ -0.1739 \ -0.8023]$ ，是代表黃豆價格($AVGSP_t$)、黃豆油價格(SOP_t)及黃豆粉價格(SMP_t)三種黃豆製品市場價格 p_t 之共整合向量，說明在特徵訂價理論的假設（市場商品的組成要素為一固定比率）下，長期台灣黃豆產品之訂價服從特徵訂價法。由於理論特徵價格共整合向量與利用 Johansen 共整合分析對商品價格間所估計之共整合向量 $V = [1 \ -0.1978 \ -0.9934]$ 相近，故可窺知台灣之黃豆、黃豆粉與黃豆油價格之長期關係接近特徵訂價理論之訂價原則。特徵訂價法可以解釋台灣黃豆、黃豆油及豆粉間的長期訂價關係，但結果也反映各產品訂價之真實情況，短期間因各種市場或各廠商私人因素，商品價格可能各有波動，但長期而言，台灣黃豆及其製品產業之成分價值仍反應在商品的訂價上。

綜合而言，特徵訂價法雖無法完全刻劃台灣黃豆及其製品短期訂價，但可解釋長期現象，因此，特徵訂價法不失為一個掌握台灣黃豆及其製品訂價

的長期關係，對於台灣未來在分析黃豆及其製品之價格變化時，亦可以用此方法找出黃豆及其製品之訂價基礎，再據此評估黃豆價格是否悖離長期趨勢。依本研究的結果亦可建議政府對台灣國內黃豆市場的價格，短期間若價格波動過大，可做適度調整，但長期而言，則無需訂定長期的價格支持或干預的政策，市場的力量自動將黃豆、大豆沙拉油及大豆粉價格間的長期關係推向接近於服從特徵訂價法。我們的研究也發現，黃豆及其製品市場仍存在一些特徵成份價值以外的外在因素衝擊黃豆及其製品的短期價格，這些因素有可能是勞動或資本的配置、存貨管理或市場力量等因素，但是何因素所造成，並無法從本研究中觀察出來，這有待未來更進一步的相關研究分析。

由於台灣黃豆進口價格是受到國際期貨價格與基差（Basis）影響，因此，國內價格是由國內供需及國外市場行情共同決定。由於台灣黃豆有 95% 以上均為進口，因此本文以到港價格做為國內價格的替代變數，在實務上認為是最接近的作法，但實證分析上，可能無法完全考量國內市場的訂價力量，此為本研究之限制。

附 註

1. 黃豆粉為副產品（By-product），副產品定義為在某一相同製造過程所產出之產品，其價值相對較低者（即較主要產品的價值為偏低）。
2. 根據糧食供需年報資料顯示，台灣自 1999 年起黃豆自給率不足 1%。
3. 為統一油品網站提供之資料，取自 <http://www.pecoil.com.tw/>。
4. 近代經濟學理論認為，產品特徵與屬性為消費考量之重要因素。消費者通常視產品具多種屬性，不同消費者對產品屬性的需求亦不相同，因此會依據個人需求與慾望給予各種產品屬性的重要性程度。此類因產品特徵屬性含量多寡不一所形成之產品，即差異性產品（彭克仲、陳姿萍，2004）。
5. 在假設消費者及生產者的行為皆追求效用最大化，過程中消費者每增加一單位對某產品之特徵與屬性的需求，所願意增加支付的費用，則為該屬性的特徵價格（彭克仲、陳姿萍，2004）。

6. 要素訂價法即商品價格會隨著要素含量價值不同而有所改變 (Perrin, 1980)。
7. 即李昂鐵夫技術水準 (Leontief Technology)。
8. 由於黃豆可能受地質、土壤、氣候、溫度等的影響而營養成分濃度會有差異，至於黃豆製品 (油、豆粉) 除了受到原料影響外，也可能受到製程不同而影響到營養成分。國內黃豆及其製品的粗蛋白質及粗油脂含量均依洪平 (2003) 「飼料原料要覽」為標準，其中，黃豆的營養成分及可接受範圍為粗蛋白質約 35% (可接受範圍為 32-40%)、粗油脂為約 18% (接受範圍為 17-20%)、粗灰分約 4-5%；黃豆粉的營養成分，其中粗蛋白質約為 44.5% (可接受範圍為 43-46%)、粗油脂為 1% (可接受範圍為 0.5-1.5%)、粗灰分：6% (可接受範圍為 5-7%)；黃豆油部分，總脂肪酸含量不得低於 90%、不皂化物不超過 2%。國內所有公司、貿易商均以此做為黃豆營養成分的標準，本研究所引用大統益公司品質管理部提供之資料，亦在此範圍內。
9. 根據矩陣性質，利用 $\mathbf{KZ}=0$ 求得。其中 \mathbf{Z}_0 為標準要素組成矩陣，若假設

$$\mathbf{Z}_0 = \begin{bmatrix} p_1 & f_1 \\ 0 & 1 \\ p_3 & f_3 \end{bmatrix}, \text{ 令 } \mathbf{K}_0 = \begin{bmatrix} 1 & k_2 & k_3 \end{bmatrix}, \text{ 即 } \begin{bmatrix} 1 & k_2 & k_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_1 & f_1 \\ 0 & 1 \\ p_3 & f_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 \end{bmatrix}, \text{ 解}$$

$p_1 + 0 + k_3 p_3 = 0$ 及 $f_1 + k_2 + k_3 f_3 = 0$ 的聯立方程式，可得 $k_2 = -f_1 + \frac{p_1}{p_3} f_3$ ，

$k_3 = -\frac{p_1}{p_3}$ 。因此，若取要素含量平均值計算，得 $k_2 = -0.17395$ 與 $k_3 = -0.80233$ 。若要

素含量為在可接受範圍內呈增減一%變動，結果如附表顯示，其特徵價格向量 \mathbf{K} 並沒有明顯變動。

附表 1 要素含量變動下要素矩陣 \mathbf{Z} 與理論特徵價格共整合向量 \mathbf{K} 之關係

	要素含量矩陣 \mathbf{Z}	理論特徵價格向量 \mathbf{K}
基準要素含量矩陣 (要素含量取平均數)	$\mathbf{Z}_0 = \begin{bmatrix} 0.345 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_0 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17395 \\ -0.80233 \end{bmatrix}$
黃豆之粗蛋白 含量為 33%	$\mathbf{Z}_1 = \begin{bmatrix} 0.33 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_1 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17465 \\ -0.76744 \end{bmatrix}$
黃豆之粗蛋白 含量為 34%	$\mathbf{Z}_2 = \begin{bmatrix} 0.34 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_2 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17419 \\ -0.79070 \end{bmatrix}$
黃豆之粗蛋白 含量為 35%	$\mathbf{Z}_3 = \begin{bmatrix} 0.35 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_3 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17372 \\ -0.81395 \end{bmatrix}$
黃豆之粗蛋白 含量為 36%	$\mathbf{Z}_4 = \begin{bmatrix} 0.36 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_4 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17326 \\ -0.83721 \end{bmatrix}$
黃豆之粗油脂 含量為 18%	$\mathbf{Z}_5 = \begin{bmatrix} 0.345 & 0.18 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_5 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.16395 \\ -0.80233 \end{bmatrix}$
黃豆之粗油脂 含量為 20%	$\mathbf{Z}_6 = \begin{bmatrix} 0.345 & 0.20 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.02 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_6 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.18395 \\ -0.80233 \end{bmatrix}$
黃豆粉之粗油脂 含量為 1.5%	$\mathbf{Z}_7 = \begin{bmatrix} 0.345 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.015 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_7 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.17797 \\ -0.80233 \end{bmatrix}$
黃豆粉之粗油脂 含量為 2.5%	$\mathbf{Z}_8 = \begin{bmatrix} 0.345 & 0.19 \\ 0 & 1 \\ 0.43 & 0.025 \end{bmatrix}$	$\mathbf{K}'_8 = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.16994 \\ -0.80233 \end{bmatrix}$

資料來源：本研究整理。

註：假設在其他條件不變之下。

參考文獻

- 中華食物網，2009。取自 <http://www.foodchina.com.tw/>。
- 中華民國養豬合作社聯合社，2009。取自 <http://shop1088.hiwinner.hinet.net/ec99/style17/Products.asp>。
- 行政院農業委員會，2007。『糧食供需年報』。台北：行政院農業委員會。
- 吳榮杰，1990。「台灣黃豆進口需求政策模擬分析」，『台灣土地金融季刊』。27 卷，3 期，75-89。
- 洪平，2003。『飼料原料要覽（含添加物）』。臺南：臺灣養羊雜誌社。
- 陳郁蕙，2007。「台灣地區小麥、玉米與大豆市場供需及國季市場趨勢之研究」。台灣區雜糧基金會九十六年度補助計畫。96-06-001。台灣大學農業經濟研究所。
- 陳培文，1996。「台灣地區黃豆製品價格決定之實證研究」。碩士論文，中興大學應用經濟研究所。
- 黃欽傳，1994。「台灣地區黃豆油產業力量之研究」，『農業金融論叢』。31 期，377-389。
- 彭克仲、陳姿萍，2004。「台灣即飲咖啡特徵價格之研究」，『農業經濟半年刊』。23 卷，2 期，83-112。
- 經濟新報財經資料庫，2009。取自 <http://www.tej.com.tw/twsite/>。
- 劉如珍，1990。「台灣食用油脂產業組織之研究」。碩士論文，台灣大學農業經濟研究所。
- 蕭峯雄，1978。「黃豆油、粉均衡價格之決定模型」，『台灣土地金融季刊』。15 卷，4 期，167-176。
- Babula, R. A., D. A. Bessler, and R. A. Rogowsky, 2006. "Exploiting the Cointegration Properties of the US Soy-Based Market System," *Food Economics*. 3: 81-98.
- Chavas, J. P. and K. Kim, 2005. "Cointegration Relationship and Hedonic Pricing of Differentiated Commodities: An Application to Price Dynamic in the US Dairy Sector," *Applied Economics*. 37: 1813-1827.
- Espinosa, J. A. and B. K. Goodwin, 1991. "Hedonic Price Estimation for Kansas Wheat Characteristics," *Western Journal of Agricultural Economics*. 16(1): 72-85.

- Granger, C. W. J., 1981. "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification," *Journal of Econometrics*. 16: 121-130.
- Hansen, B. E., 1997. "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests," *Journal of Business & Economic Statistics*. 15(1): 60-67.
- Hyberg, B., N. D. Uri, S. Mercier, and C. Lyford, 1994. "The Market Valuation of Soybean Quality Characteristics," *Oxford Agrarian Studies*. 22(1): 65-81.
- Johansen, S., 1988. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Economic Dynamic and Control*. 12: 231-254.
- Johansen, S., 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Regression Models," *Econometrica*. 59: 1551-1580.
- Johansen, S., 1995. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. New York: Oxford University Press.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52(2): 169-210.
- Perrin, R. K., 1980. "The Impact of Component Pricing of Soybeans and Milk," *American Journal of Agricultural Economics*. 62:445-55.
- Perron, P., 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*. 57: 1361-401.
- Quandt, R. E., 1960. "Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes," *Journal of the American statistical Association*. 55: 324-330.
- Rosen, S., 1974. "Hedonic Price and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*. 82:34-55.
- Updaw, N. J., 1980. "Social Costs and Benefits from Component Pricing of Soybeans in the United States," *American Journal of Agricultural Economics*. 62: 647-655.

Heterogeneous Commodity and Dynamic Hedonic Pricing: Soybeans and their Products

Yu-Hui Chen^{*}, Man-Ser Jan^{**}, Chun-Ting Chuang^{***}, and
Chung-Chiang Chen^{****}

With overwhelming proportion of imported soybeans is used to be processed by factories, we introduce the hedonic pricing model with dynamics consideration proposed by Chavas and Kim (2005) to find out the long-term price relationship among three differentiated products: soybeans, soybean oil and soybean meal.

The empirical result reflects that the pricing of Taiwanese soybean industry agrees with the hedonic pricing model, in the long-run at least, given the assumption of fixed composition of the differentiated commodities. Since the cointegrated price vector under hedonic pricing model matches closely to that under Johansen cointegration approach, it points out that the long-term price relationship among soybeans, soybean oil and soybean meal is consistent with hedonic pricing model.

Keywords: Soybeans and Their Products, Heterogeneous Commodity, Cointegration Vector of Hedonic Price, Dynamic Hedonic Pricing

^{*} Professor Department of Agricultural Economics National Taiwan University.

^{**} Associate Professor Institute of Applied Economic National Taiwan Ocean University. (Corresponding Author)

^{***} Research Assistant National Taiwan University.

^{****} Ph.D student. at Department of Environmental Biology and Fisheries Science, National Taiwan Ocean University.