

黃豆期貨價格對臺灣食品類股股價的影響度研究

The Effects of Soybeans Futures Prices on the Share Prices of the Food Listed Companies in Taiwan

劉文祺 (Wen-Chi Liu)
大葉大學財務金融學系副教授兼系主任
vincent8@mail.dyu.edu.tw

張文娟 (Wen-Chuan Chang)
大葉大學管理學院碩士在職專班財務金融組

廖秀湘 (Hsiu-Hsiang Liao)
大葉大學財務金融學系

摘要

食品業主要的變動成本是原物料，再加上食品產業正是民生必需產業，和日常生活密不可分。其中黃豆價格高低會影響食品產業的進口成本，進而影響食品業股價行情。本研究以單根及自我向量迴歸模型為研究方法，探究黃豆價格對食品類股股價的影響。在此以臺灣食品類股為研究對象，並蒐集芝加哥的期貨行情價格-芝加哥期貨交易所 (CBOT) 和臺灣食品類股股價進行分析。本研究採用週資料，研究期間為 2009 年 1 月 2 日至 2014 年 3 月 7 日，實證結果發現：5 檔食品類股中，黃豆期貨價格對福懋、福壽及大統益三檔食品類股股價具有領先關係，黃豆期貨價格領先食品類股股價一週，呈正向變動。

關鍵詞：黃豆期貨價格、食品類股股價、單根檢定、VAR 模型

Abstract

Food product from agricultural supply is essential for human life to energize us. Soybean is very important to our daily diet among consumer food products. The previous studies indicated the soybean's futures price largely influenced the profits of the food companies and their stock prices. In this paper, the unit root tests and vector auto-regression model were employed to explore the impacts of soybean prices on the stock prices. This paper focused on the listed Taiwanese food companies by analyzing weekly data from the Chicago futures market price (i.e., Chicago Board of Trade (CBOT)) and stock prices of Taiwanese companies. The research period was from January 2nd, 2009 to March 7th, 2014. The result showed that the soybean's futures price positively significantly led a week ahead of the stock prices of three food companies (FORMOSA, FWUSOW, and TTET UNION).

Keywords: Soybean Futures Prices, Food Stocks Price, Unit Root Test, VAR Model

壹、緒論

黃豆是民生普遍需要物資，黃豆本身具有極大經濟利益，黃豆價格更是牽動一般物價行情。目前物價節節高升，能省則省，若能在黃豆價格變動中推論出結果，協助社會大眾選購的參考，無疑是一大助益。王啟明(1982)藉著期貨交易降低我國採購成本，增加外銷競爭能力，安定民生。更能提供有關當局政策的參酌，一舉數得。

世界四大黃豆生產供應國分別為：北半球的美國及中國、南半球的巴西及阿根廷，臺灣由這些國家進口（詳如表 1）（詳如表 2）（詳如表 3）。美國是全球最大的黃豆出口國，日本是美國黃豆的最大進口國，而歐盟則是最大的進口地區（MoneyDJ 理財網）。正因如此，便激起想要研究黃豆價格與食品類股股價的影響，看能否依照黃豆價格走勢帶動股價的成長，或有其他更新的發現。

影響黃豆期貨價格的因素除季節性因素外，其他因素如下：

氣候，如聖嬰現象會影響黃豆現貨、期貨的價格；美國耕種動向；美國農業部（USDA）的消息發表；南美生產動向；庫存比重；和其他替代品（玉米等）關係；臨時因素，如歐洲狂牛病使得動物性飼料用量減少，導致黃豆需求增加；生化柴油需求；中國的進口。

根據經濟部 101 年度國內外及中國大陸經濟研究及策略規劃工作項目六-原物料價格調查分析自 2012 年起全球大宗農產物資先後受到南美巴西、阿根廷等黃豆產區的乾旱影響，作物受損情形嚴重，生長進度落後，且產量大幅縮減。導致黃豆與玉米期貨價格暴漲至歷史新高的水準。FAO（聯合國世界糧農組織）報告預測，2012/13 年度全球穀物需求將減少 13.1 百萬公噸，是近 10 年來首次萎縮。幸而自 10 月起已隨著供給回穩，價格逐步走低。

由於油脂產品的成本與黃豆期貨價格息息相關，因此本研究選定油脂產品占營收較大比例的標的：大統益 1232、南僑 1702、泰山 1218、福壽 1219 及福懋油 1225 等五家公司，作為本研究對象，加以探討黃豆價格對食品類股股價之影響。

表 1 臺灣地區黃豆進口量單位：重量（公噸） 2014 年 3 月

進口國家	散裝黃豆	貨櫃黃豆	進口黃豆總量
美國	84,285	115,713	199,998
巴西	-	2988	988
阿根廷	-	297	297
其他		4,135	4,135
全月總計	84,285	121,133	205,418
全年總計	120,482	432,668	553,150

資料來源：財政部關稅總局

表 2 臺灣地區 101 年主要進口國家進口重量 (KGM) 及所占價值 (千美元)

中文貨名	國家	重量	價值
大豆（黃豆）粉及細粒	阿根廷	528,710	238
大豆（黃豆）粉及細粒	美國	339,600	687
	合計	868,310	925
精製大豆（黃豆）油及其餾分物	美國	4,868	34
環氧大豆（黃豆）油	中國大陸	617,178	977
環氧大豆（黃豆）油	美國	6,556	30
	合計	623,734	1,007
飼料用提煉黃豆油所產之其他固體殘渣，無論是否磨碎或呈團粒狀	中國大陸	160,000	161
飼料用提煉黃豆油所產之其他固體殘渣，無論是否磨碎或呈團粒狀	巴西	196,144	77
飼料用提煉黃豆油所產之其他固體殘渣，無論是否磨碎或呈團粒狀	美國	7,937,381	3,086
	合計	8,293,525	3,324
其他提煉黃豆油所產之其他固體殘渣，無論是否磨碎或呈團粒狀	美國	6,000	12

資料來源：財政部關務署

表 3 臺灣近年大豆進口量值

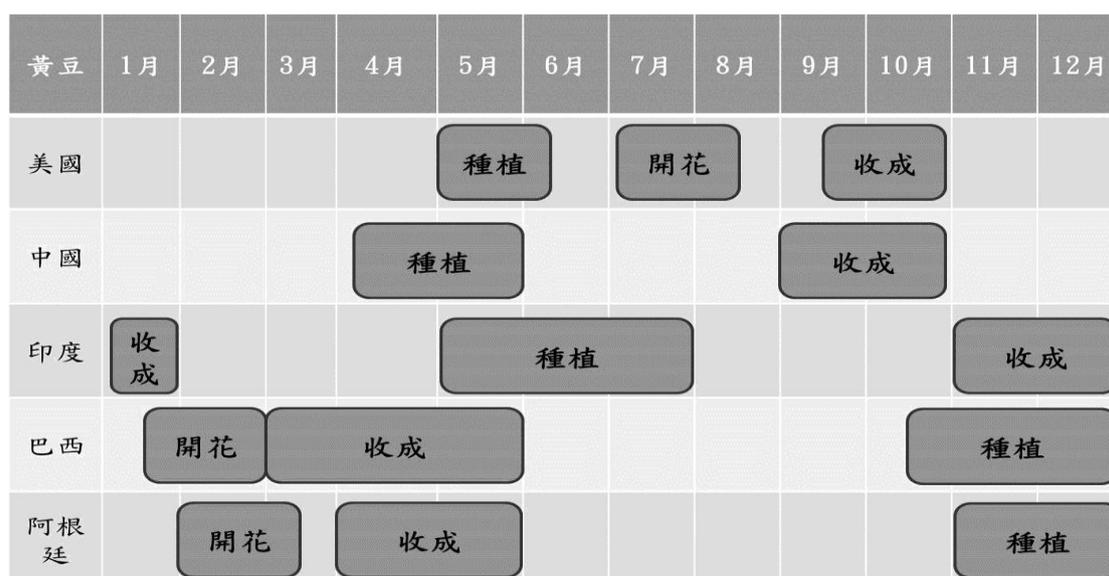
年份	國家別	進口量 (萬公噸)	平均單價 (臺幣元/公斤)
2007	美國、巴西等	238	11.6
2008	美國、巴西等	209	17.7
2009	美國、巴西等	236	14.4
2010	美國、巴西等	254	14.7
2011	美國、巴西等	234	16.4
平均		234	15.0

資料來源：海關進出口貿易統計資料庫

貳、文獻探討

一、黃豆期貨價格之影響要素

在氣候上主要產地像美國、巴西及阿根廷等，從播種到收成間的氣候條件對黃豆的產量有決定性的關係，尤其是發芽期的溫度及開花結莢期的溼度更為重要（詳如圖 1 所示）。以美國黃豆為例，通常在四月初至五月初開始整地的工作，五月上旬至下旬之間完成播種，至九月才可採收。在四個月的生長季中，黃豆所需的氣溫和玉米相差不大，而高溫則對成長有害，低溫則會延遲開花。五、六月是發芽期，雨量以正常至稍高最適宜。七、八月為開花及結豆莢時期，七月下旬的快速成長及八月下旬的種子充填階段所需的溼度增加。由於開花、豆莢數及種子大小決定了黃豆的收成，所以氣候條件將成為決定收成的主要關鍵。



資料來源：群益期貨 / 顧問事業部 / 研究發展部 2013/01/16

圖 1 黃豆作物生長日曆

此外黃豆供給的觀察重點主要在於美國、巴西、阿根廷前三大出口國的生產情況，因此上述三國的農業政策、庫存量、種植面積、生長氣候等都會影響到供給的數量，而美國農業部（U.S. Department of Agriculture, USDA）也定期公佈境內之庫存數據以供參考。需求方面，由於受到黃豆粉及黃豆油的直接影響，所以三者供需情況有密切的相關性。其中黃豆粉由於不耐儲藏，因此庫存量往往很低，需求的敏感度較高，對黃豆需求的帶動也較為直接。黃豆油部分，因為植物油的種類多，加上地域性的實用習慣不同，使得對黃豆的需求往往影響力不及黃豆粉。而三者的需求量方面可觀察美國、日本、歐洲及蘇聯等國家的消耗狀況。

而黃豆由於具有副產品（黃豆粉、黃豆油）、替代商品（玉米）、用途商品（活豬、活牛）等複雜的關係，因此在衡量相關價格上商品多樣性或許是黃豆的一項特質。

除此之外黃豆供給的前三大產國分別為美國、巴西、以及阿根廷，其中則以美國為最大宗，因此美元的變動對黃豆進口成本也存在一定的影響因素，如美元走勢較為強勁，相對增加進口國的進貨成本，對此則恐將衝擊到美國黃豆的出口量。

最後壓榨利潤的計算方式為單位產出的副產品價格先扣除原料成本，平均來說壓榨利潤會以 40 美分/浦式耳為平衡點，一旦壓榨利潤高於標準值，市場會傾向於買進原料來壓榨，因此將增進黃豆的需求因而拉高價格變化，而副產品價格則因產出增加而下滑，進而縮小壓榨的利潤。反之，若利潤過低，業者不熱中壓榨業務，使得原料價格因需求減少而下滑，副產品價格則在供給減少的影響下上揚，進而擴大壓榨的利潤，兩者之間環環相扣。

二、油脂產品上市公司簡介

台灣食品類股主要可區分為綜合食品 and 大宗穀物相關產商（油脂、飼料尾麵粉業者）兩大類，表 4 是油脂產品上市公司之股本及營收比例表。由於油脂產品的成本與黃豆期貨價格息息相關，因此本研究選定油脂產品占營收較大比例的標的：大統益 1232、南僑 1702、泰山 1218、福壽 1219 及福懋油 1225 等五家公司，作為本研究對象，加以探討黃豆價格對食品類股股價之影響。

三、黃豆期貨價格與食品類股股價的相關研究

由於原物料商品變動價格確實易受到本身落後期時間序列資料影響，蔡獻逸（2007）研究指出，商品景氣循環週期持續於衰退期狀態 5 年以上或剛由蕭條期轉升進入多頭市場，則近期原物料商品市場漲勢可期。而且原物料商品價格變動確實易受到本身落後期時間序列資料影響，在商品價格預測時，可利用過去價格作為當期價格變化之有效解釋指標。

因全球暖化的現象日益嚴重，聖嬰現象會影響黃豆現貨、期貨價格。游珮筠（2004）指出對大部分月份而言，在聖嬰年對黃豆期貨價格影響為負，在反聖嬰年則是相反的情形。而聖嬰年與反聖嬰年對黃豆期貨價格影響的幅度大於正常年。在另一方面劉光育（2010）指出溫度的變動對黃豆期貨價格的波動具有顯著的負向影響關係。

再者原物料指數變動影響台灣加權股價指數報酬率，其中具有單向之因果關係，王加欽（2010）研究發現國際原物料指數對台灣的股價指數報酬率具有解釋能力。

影響股價變動的變數眾多，包含股票市場供需、油價影響公司獲利、利率變動、經濟景氣、進出口貿易情況、匯率與資金流向、物價變動、貨幣供給額、心理因素等眾多變數。高崇傑（2000）說到長期而論，股價終究會回歸基本面，所謂基本面，就是經濟之榮枯，也就是以景氣的好壞來表現。

表 4 油脂產品上市公司 (2012 年) 股本及營收比例表

上市公司	股本	營收比例
大統益 1232.tw	16 億	油脂產品 69.10%、其他 28.70%、加工收入 2.20%
南僑 1702.tw	29.41 億	油脂產品 45.00%、食品類產品 27.30%、洗濟 24.40%、其他 2.50%、加工收入 0.80%
泰山 1218.tw	35.33 億	油脂產品 56.10%、飼料 24.90%、食品產品 18.90%、租賃收入 0.10%
福壽 1219.tw	31.32 億	油脂產品 41.80%、飼料 39.80%、大宗穀物 8.10%、單味產品 4.80%、肥料 2.80%、健康食品 2.10%、其他 0.50%
福懋油 1225.tw	19.7 億	油脂產品 57.60%、飼料 17.70%、原料 16.10%、消費品 4.30%、麥片 (大麥製品) 4.30%

資料來源：臺灣證券交易所

我們在探討股價上，李宗祥（1989）便研究股價指數期貨交易的形成及基本功能，認為股價指數期貨具有風險移轉、安定與擴大現貨發行和流通市場、提供價格資訊、增加投資管道的功能；且股價指數期貨交易的操作策略，有對沖性交易、投機性交易、分散式交易及股價指數期貨選擇權交易。

影響台股加權指數漲跌之變數涵蓋範圍相當廣，可從量價關係、利率變動、外資態度、匯率變動、消費者物價指數等方面了解。交易量與報酬之研究上，一般認為成交量隱含了股市重要資訊。而Karpoff (1987) 研究價量關係有助於深入了解證券市場之結構。Ying(1966) 則是說明價格與成交量是市場機制下之聯合產物。因此，成交量為解釋報酬之重要變數。

Osborne(1959) 首先提出，交易量與股價變動絕對值呈正相關，Karpoff (1987)亦支持此看法。Gervais, Kaniel, and Mingelgrin (2001)指出，高成交量隱含未來股價將有超額報酬，而低成交量則隱含未來股票報酬將低於正常成交量之股票。

關於機構投資人交易對股價影響之研究，Kraus & Stoll (1972)便提出機構投資人大量交易股票時，無法立即找到足夠之交易人，因此為了尋找有意願與之交易的人，就產生了短期流動成本。例如利息成本、找尋成本與存貨成本等。因此機構投資人為了能夠迅速的完成交易，便會在價格上做讓步，股價也因此產生變動。

由於每一種股票的特性不同，所以會有不同的供給與需求。Lakonishok, Shleifer, and

Vishny (1992)指出，就供給面而言，因為機構投資人的交易金額龐大，所以當巨額買入，其效便類似供給減少；而當巨額賣出時，則會類似供給增加。根據供需法則，當機構投資人巨額買入股票時，因股票供給曲線左移，股價會上漲；相反地，當機構投資人巨額賣出股票時，因股票供給曲線右移，股價會下跌，所以機構投資人的行為會影響股價。

參、研究方法

本文研究期間為 2009 年 1 月 2 日至 2014 年 3 月 7 日，資料的頻率為週，共 270 筆資料，探討黃豆期貨價格對食品股股價之影響；黃取得豆價格以芝加哥期貨交易所 (CBOT)期貨價格為主，食品類股股價則由臺灣證券交易所取得。

一、單根檢定

進行時間序列資料分析時，必須先進行檢定，檢視所蒐集到的時間序列資料是否為定態性質的資料，否則資料在進行後續分析的結果會有誤差。

較常使用的單根檢定有兩種：一種是 Dickey and Fuller (1979)所提出的 ADF 檢定法 (Augmented Dickey-Fuller)，另一種則是 Phillips and Perron (1988)所提出之 PP 單根檢定法。

二、向量自我迴歸模型

傳統的計量經濟模型的分析方法，皆必須依據先驗 (Prior) 理論作為建構基礎，許多學者經多年研究發現，變數與變數之間存在著回饋 (Feedback) 的關係，我們於資料中所選取的自變數同時也是應變數，而應變數同時也可能為自變數，使得變數之間因果的關係難以判斷，導致毫無意義的結論出現而因此功虧一簣。針對此類問題，Sims(1980)提出了向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model or VAR)，VAR 是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成，在每一條方程式中，因變數皆以因變數自身的落後期，加上其他變數落後期來表示。 m 個變數間，VAR(p) 的一般化模型，可表示如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{s=1}^m \beta_s Y_{t-s} + \mu_t \quad (1)$$

$$E(\mu_t) = 0, \quad E(\mu_t \mu_t') = \Sigma \neq 0$$

$$E(\mu_t \mu_s') = 0, \quad E(Y_t \mu_s') = 0, \quad \forall_t < \forall_s$$

$$\text{cov}(e_t, e_{t-s}) \neq 0, \quad \forall_t < \forall_s$$

Y_t 為 $(n \times 1)$ 向量所組成具有聯合共變異恆定性的線性隨機過程； Y_{t-s} 是由 Y_t 向量第 s 期遞延項所組成之 $(n \times n)$ 向量； β_s 為 $(n \times n)$ 係數矩陣，可視為一傳導機能；而 μ_t 為結構干擾項是 $(n \times 1)$ 向量前一期預測誤差程序，以時間序列分析而言，可視為衝擊

或是創新； Σ 為 $(n \times n)$ 的共變數矩陣。 $E(\mu_t) = 0$ ， $E(\mu_t \mu_t') = \Sigma \neq 0$ ，對 $t \neq sm$ 而言， ∇_t 與 ∇_s 不相關，而符合上述條件之 μ_t ，此時則稱為向量白噪音。

肆、實證結果與分析

一、資料來源與敘述性統計：

本研究蒐集間芝加哥期貨交易所(CBOT)黃豆期貨價格、五家食品類公司股價之 270 筆週資料，先運用「單根」檢定法，再以「向量自我迴歸模型」作更深入的探討與比較。

本研究定義芝加哥黃豆期貨價格之符號為 BE，五家食品類公司：大統益 1232 (符號：TE)、南僑 1702 (符號：LC)、泰山 1218 (簡稱：TS)、福壽 1219 (簡稱：FS)、福懋油 1225 (簡稱：FM)。

由走勢圖可以看出除了大統益具有趨勢外，大部分股價具有上下來回震盪不平穩現象(隨機漫步)。(詳如圖2所示)

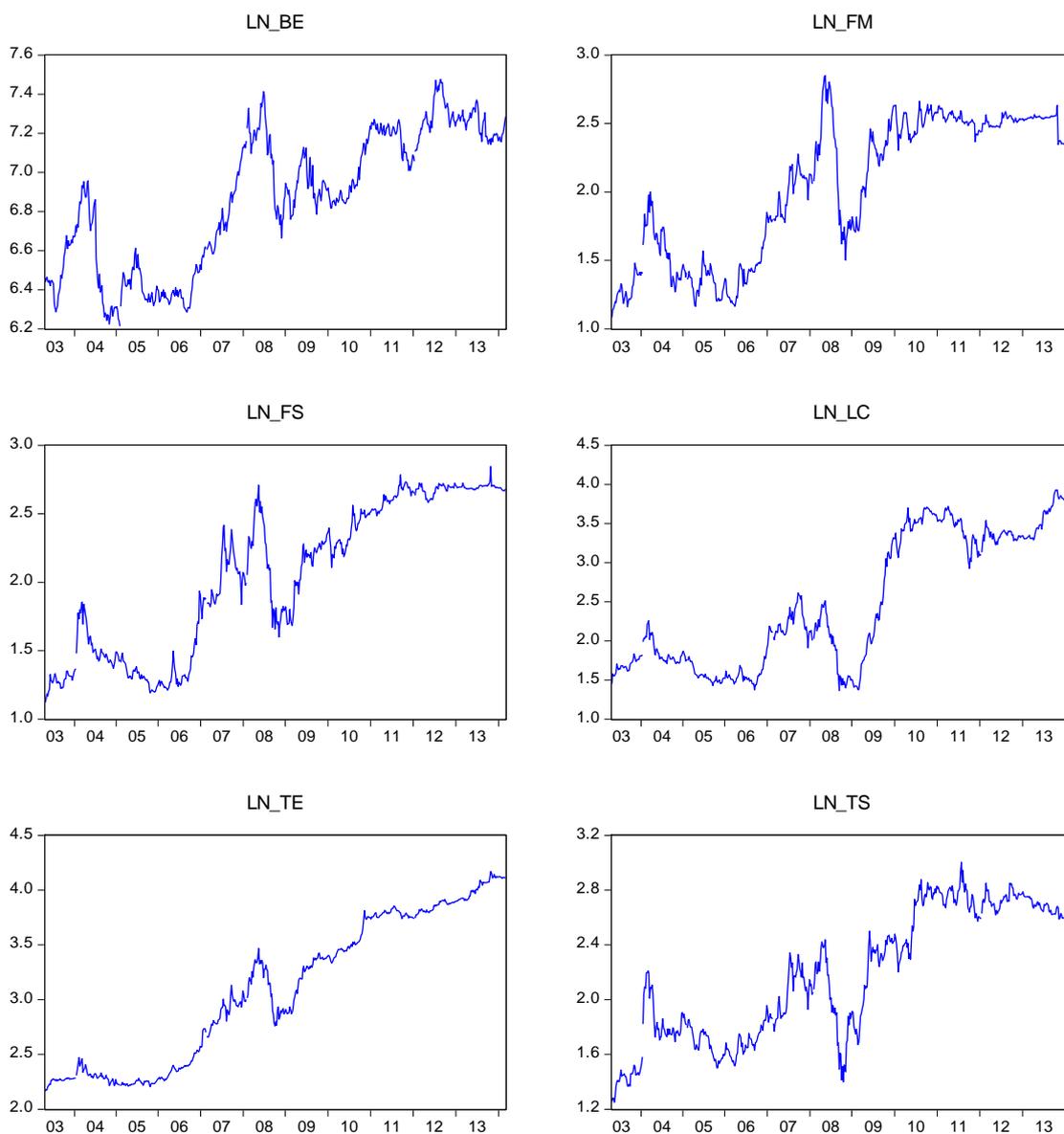


圖 2 變數(取 Ln)資料之走勢圖

而由表 6 可以看出全部都是左偏分配 (Skewness 為負數)，只有(BE, TE)是低闊峰，其餘(LC, TS, FS, FM) 都是高狹峰。高狹峰為變數的峰態係數 (kurtosis) 大於 3，又稱為超峰態 (excess kurtosis) 現象；由於機率密度函數的積分皆為 1，比較尖的分配 (峰態較大)，其分配之兩尾端就會比較厚，故亦被稱之為「厚尾」(heavy tails) 或「胖尾」(fat tails) 現象；所有均不是常態分配。

表 6 敘述性統計

統計量	LN_BE	LN_TE	LN_LC	LN_TS	LN_FS	LN_FM
Mean	7.121630	3.684732	3.225264	2.586248	2.491400	2.447291
Median	7.171579	3.783621	3.391147	2.681022	2.603058	2.515274
Maximum	7.475566	4.171306	4.025352	3.002211	2.844909	2.663053
Minimum	6.759835	2.870736	1.373716	1.671473	1.682688	1.706565
Std. Dev.	0.173924	0.311897	0.605499	0.256669	0.259742	0.190386
Skewness	-0.284136	-0.760280	-1.733234	-1.612843	-1.291597	-2.402814
Kurtosis	2.012391	2.939090	5.164144	5.382837	4.027543	8.737527
Jarque-Bera	14.60592	26.05292	187.8740	180.9333	86.94825	630.1494
Probability	0.000674	0.000002	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Observations	270	270	270	270	270	270

附註：Ln 表對變數取自然對數；Bourassa et al.(2003)與 Sirmans et al.(2005)指出對變數取對數，是為了使資料分布較為常態，且有助於使誤差項合乎常態的假設。

二、單根檢定

本研究使用了兩種單根檢定，包括 ADF 及 PP 單根檢定，檢定變數之時間序列是否具有單根。由表 7 得知檢定的結果，BE 及 TE 數列是不平穩的，其餘 FM, FS, LC 及 TS 則都是平穩的，由於階次不盡相同，因此改報酬率的型態進行後勢分析。

表 7 單根檢定

變數別		ADF	PP
BE	考慮截距	-1.932202(0)	-1.932202(0)
FM	考慮截距	-3.758005(0)***	-3.758005(0)***
FS	考慮截距	-2.588507(1)*	-2.767269(9)*
LC	考慮截距	-2.768366(0)*	-2.726487(1)*
TE	考慮截距及趨勢	-2.844403 (0)	-2.827493 (3)*
TS	考慮截距	-2.746309(0)*	-2.749305(2)*

附註：*、**及***分別表達 10%、5%及 1%顯著水準；括號內的數字為 Lag 期數。

由圖3可知，黃豆期貨價格及5檔食品類股股價報酬率皆是在0軸上下震盪，都是平穩的數列。

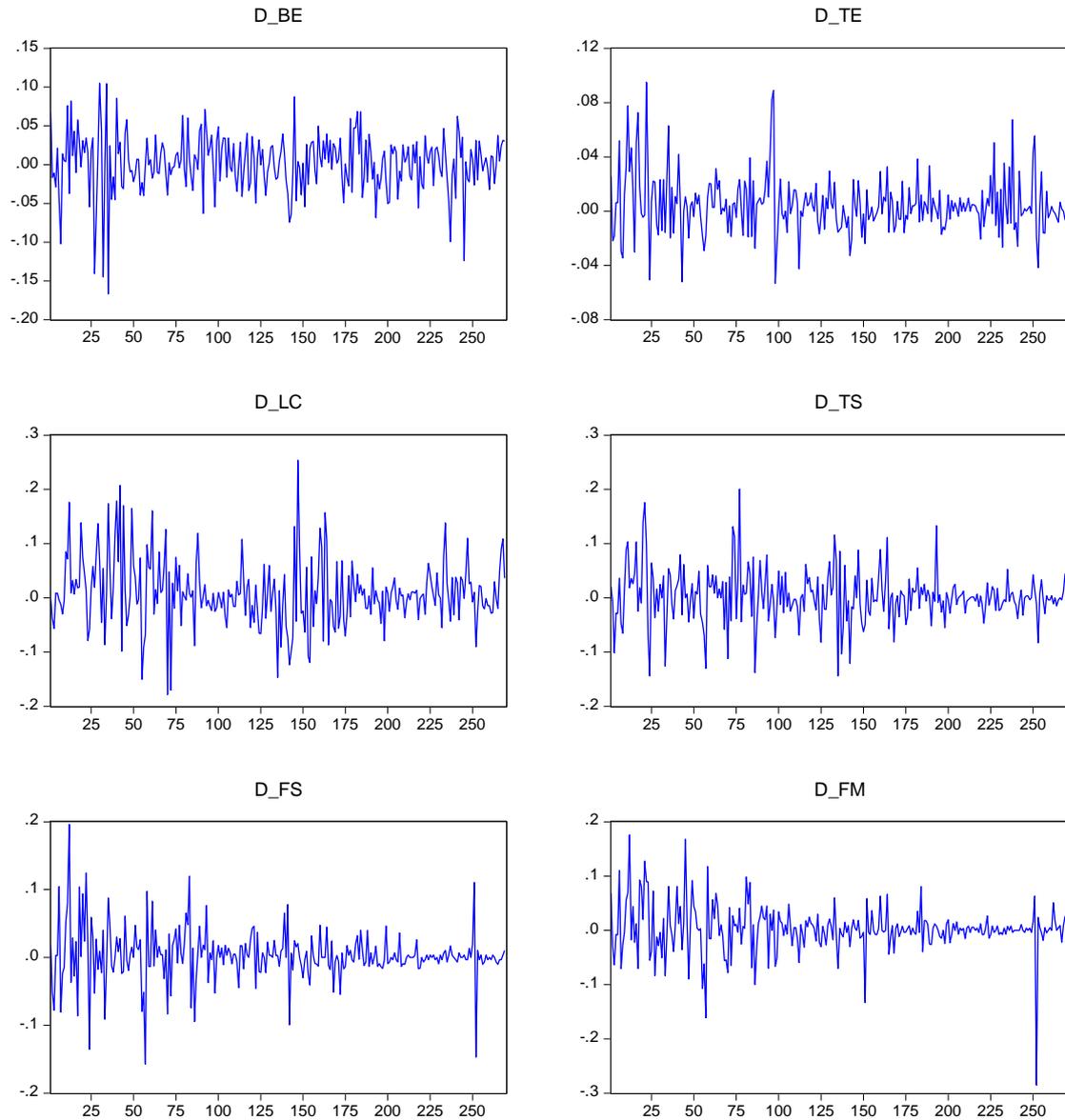


圖 3 變數(取差分)資料之走勢圖

三、 VAR 模型實證

進行 VAR 分析時，因為南僑股價報酬率和泰山股價報酬率與黃豆期貨價格報酬率具同期關係，無領先落後關係，不必做 VAR 分析(詳如表 8 所示)。再者因假油事件影響，自 2013 年 11 月 8 日起假油事件發生後設虛擬變數是 1。本研究資料筆數超過 100 筆時通常使用 AIC 來判斷 Lag 期數。

表 8 各落後期數對應之 AIC 值

應變數	FM	FS	LC	TE	TS
0	-7.167644	-7.456784	-6.441484*	-8.634477	-6.999898*
1	-7.179613*	-7.513713*	-6.434105	-8.653786*	-6.991452
2	-7.163533	-7.502039	-6.432583	-8.637570	-6.986645
3	-7.135992	-7.485999	-6.429724	-8.621664	-6.959107
4	-7.108843	-7.467308	-6.403343	-8.610461	-6.953787
5	-7.093489	-7.497688	-6.402041	-8.596337	-6.947062
6	-7.081942	-7.473537	-6.377495	-8.577185	-6.927165
7	-7.070598	-7.452527	-6.355759	-8.557223	-6.908049
8	-7.058953	-7.448903	-6.349410	-8.570744	-6.901779

黃豆領先福懋一週正向變動，福懋沒有領先黃豆(詳如表 9 所示)。

表 9 福懋股價、黃豆期貨價格 VAR 模型

變數名稱	D_FM	D_BE
D_FM(-1)	-0.059768	0.019712
標準差	(0.06065)	(0.05227)
t-stat值	[-0.98543]	[0.37710]
D_BE(-1)	0.227987***	-0.049265
標準差	(0.07158)	(0.06169)
t-stat值	[3.18491]	[-0.79854]
C	0.003184	0.000789
標準差	(0.00276)	(0.00238)
t-stat值	[1.15331]	[0.33171]
DUMMY	-0.014778	0.007421
標準差	(0.01065)	(0.00918)
t-stat值	[-1.38747]	[0.80840]

註：*表示達 10%的顯著水準；**表示達 5%的顯著水準；***表示達 1%的顯著水準。

黃豆領先福壽一週正向變動，福壽沒有領先黃豆(詳如表 10 所示)，但假油事件對福壽股價有負顯著影響。

表 10 福壽股價、黃豆期貨價格 VAR 模型

變數名稱	D_FS	D_BE
D_FM(-1)	-0.171528***	0.013720
標準差	(0.05918)	(0.05971)
t-stat值	[-2.89840]	[0.22979]
D_BE(-1)	0.241396***	-0.047378
標準差	(0.06084)	(0.06138)
t-stat值	[3.96759]	[-0.77184]
C	0.004450	0.000801
標準差	(0.00236)	(0.00238)
t-stat值	[1.88325]	[0.33580]
DUMMY	-0.015291*	0.007291
標準差	(0.00909)	(0.00917)
t-stat值	[-1.68212]	[0.79502]

註：*表示達 10%的顯著水準；**表示達 5%的顯著水準；***表示達 1%的顯著水準。

黃豆領先大統益一週正向變動，大統益沒有領先黃豆，但假油事件對於大統益股價有負向顯著影響。(詳如表 11 所示)。

表 11 大統益股價、黃豆期貨價格 VAR 模型

變數名稱	D_TE	D_BE
D_FM(-1)	0.014872	-0.034709
標準差	(0.06039)	(0.10844)
t-stat值	[0.24626]	[-0.32008]
D_BE(-1)	0.122538***	-0.043287
標準差	(0.03440)	(0.06176)
t-stat值	[3.56238]	[-0.70088]
C	0.004823***	0.001018
標準差	(0.00135)	(0.00243)
t-stat值	[3.56236]	[0.41862]
DUMMY	-0.008845*	0.007007
標準差	(0.00511)	(0.00918)
t-stat值	[-1.73066]	[0.76352]

註：*表示達 10%的顯著水準；**表示達 5%的顯著水準；***表示達 1%的顯著水準。

伍、結論

五家上市食品公司中，除南僑及泰山股價報酬率與黃豆期貨價格報酬率具同期關係外，其餘三檔股價報酬率(福懋、福壽及大統益)與黃豆期貨價格報酬率則具有 Lag 1 關係。本研究以 VAR 模型加以分析，黃豆期貨價格報酬率領先三檔食品類股股價報酬率一週正向變動關係。因此，黃豆期貨價格報酬率對食品類公司股價報酬率，大致上具有指標性的作用。

參考文獻

- 王加欽 (2010)，原油、原物料與台灣股市變動之關連性研究，樹德科技大學金融與風險管理系未出版之碩士論文。
- 王啟明 (1982)，我國黃豆期貨交易之研究，國立政治大學國際貿易研究所未出版之碩士論文。
- 李宗祥 (1989)，股價指數期貨之探索性研究，國立中興大學企業研究所未出版之碩士論文。
- 高崇傑 (2000)，台灣股價與景氣循環關係之研究，國立政治大學財政研究所未出版之碩士論文。
- 游珮筠 (2005)，聖嬰現象對黃豆期貨價格之影響，國立中興大學應用經濟學研究所未出版之碩士論文。
- 劉光育 (2010)，溫度變動對芝加哥穀物期貨價格波動之影響—以玉米、黃豆、小麥為例，南華大學管理經濟學系經濟學碩士班未出版之碩士論文。
- 蔡獻逸 (2007)，全球主要原物料商品價格景氣循環預測分析-馬可夫狀態轉換向量自我迴歸模型應用，世新大學財務金融學研管理研究所未出版之碩士論文。
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, vol. 71, 427-431.
- Gervais, S., R. Kaniel, and D. H. Mingelgrin (2001), "The High-Volume Return Premium," *The Journal of Finance*, vol. 56, 877-919.
- Karpoff, J. M. (1987), "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 22, 109-126.
- Kraus, A., H. R. Stoll (1972), "Price Impact of Block Trading on the New York Stock Exchange," *The Journal of Finance*, vol. 27, 569-588.
- Lakonishok, J. A. Shleifer, and R. W. Vishny (1992), "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, vol.32, 23-43.
- Osborne, M. F. M. (1959), "Brownian Motion in the Stock Market," *Operations Research*, vol. 7, 145-173.

- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for Unit in Time Series Regression," *Biometrika*, vol. 75, 335-346.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, vol. 48, 1-48.
- Ying, C.C (1966) , "Stock Prices and Volumes of Sales," *Econometrica*, vol. 34, 676-685.