

中國大宗穀物期貨之價量關聯性分析

黃健銘

健行科技大學行銷與物流管理系

蘇欣玫

台灣中油股份有限公司能源經濟研究所

廖丁輝

淡江大學財務金融學系博士候選人

曹文琬

淡江大學財務金融學系博士候選人

摘要

本研究選定中國大連商品交易所之豆油期貨近月契約作為研究對象，並探討商品價格與成交量間的關係，於模型亦納入股票市場因子進行模型檢測。另一方面，我們進一步調查當期貨成交量呈現持續增加(減少)時，對於報酬與報酬波動的影響是否存在顯著的差異。實證結果證實豆油期貨報酬存在波動性叢聚的現象，即存在顯著因時而異的特性，另外，雖然期貨市場穩健運作有助於發揮期貨價格發現的功能，但考量期貨成交量對報酬的影響後，結果卻發現兩者具有負向的關聯，對此現象，本研究推論可歸因於市場資訊傳遞不完全的問題，因此，本研究建議面對現今漲跌制度，應可考慮放寬漲跌空間，方可提昇市場資訊傳遞速。

【關鍵字】：農產品期貨、固定跳躍、市場資訊完全性、漲跌制度



Analysis of Return-volume Relation in China's Soybean Oil Futures Market

Chien-Ming Huang
Su Hsin-Mei
Ting-Hui Liao
Wen-Hu Tsao

Abstract

This paper aims to investigate the relationship between commodity price and trading volume in China's soybean oil futures market and to consider the influence of stock market factor. In addition, we also examine whether the returns and return volatilities of futures market have significant changes when futures trading volume increases/decreases. Overall results show that the volatility clustering effects of returns exist in soybean oil Futures market, namely the time-varying characteristics of returns. In general, although the trades of futures market can facilitate the price discovery function, there is negative relationship between trading volume and returns. One possible explanation is that the trading information transmission is incomplete. Therefore, this paper also suggests that the loosening price limitation may improve the degree of market efficiency.

Keywords: Grain Futures Market, Volatility Clustering, Price Limitation.



壹、緒論

近年來，中國金融市場規模與國內外市場參與程度快速發展，除了一般大眾所皆知的股票市場外，商品期貨市場亦是學業界所注目的焦點，茲以大連商品交易所為例，自1993年2月28日成立以來，農產品期貨的交易已成為世界第二大農產品之期貨市場，共包含八種農產品期貨商品供市場進行避險與投資，特別是對於持有現貨之企業，在保值與避險的誘因下，市場參與程度更是逐年提高，因此，對於現今國內外投資人而言，實有必要對該市場有進一步了解與認知。

回顧過去相關期貨的文獻，Aulton (1997)認為資訊效率性是期貨市場是否能發揮其功能的關鍵因子，尤以影響避險成效的最重要因素。特別是農產品期貨的文獻，Malliaris and Urrutia (1996)提出市場資訊包含了幾個重要因子，例如商品替代品、互補品、氣候及環境因子和農產品供需等。此外，Reinhart and Wickham (1994)則認為影響世界商品價格包含政策、國際間協定及其人口成長、技術進步等因子，長期下將會改變農產品的價格。鑑於此，中國是豆油消費增長速度最快的國家，自1993年起至2005年止，共成長增長了327%。在期貨交易方面，截至2010年1月為止，相較於2006年1月成交量與成交金額分別成長了14.73倍和22.19倍，然而是否市場資訊傳遞速度也跟著成長，至今仍未有作深入的探討。因此，在綜合過去文獻後，其一我們發現鮮少有學者在於調查中國農產品期貨的相關問題，對於期貨價量關係的探討更是有待補足，對此激發出本文探討中國商品市場的研究動機。其二，回顧過去商品期貨之成交狀況，成交量時有持續增加或持續減少之情形，是以，此實務交易的狀況是否對商品期貨報酬與報酬波動有顯著性的影響，仍是當前學業界所須深入調查的議題，此亦為本研究欲探討的第二研究動機。

另一方面，現今財務學者皆普遍支持財務時間序列的資料，係具有波動性因時而異的特性，意即具有異質變異(heteroscedasticity)的現象。早期Engle (1982)與Bollerslev (1986)分別提出自我迴歸條件異質變異數模型(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)與一般化的自我迴歸條件異質變異數模型，隨後亦受許多學者的採用與分析。然而，諸多學者皆有提及資產報酬率並不服從連續的擴散隨機過程，係存著間斷性所產生的變異程度現象，而Jorion (1988)、Bakshi et al. (1997)、Das and



Sundaram (1999)與黃立德、李彥賢和邱建良(2006)也認為當忽略間斷的跳躍行為時，係可能造成誤設資產價格行為的問題，因此，近年部份學者則改以採用GARCH模型並結合間斷跳躍特性來進行檢驗(Jorion, 1988; Vlaar and Palm, 1993; Nieuwland et al., 1994; Kim and Mei, 2001)。鑑此，本研究在調查豆油期貨價量之關係時，亦將選用該模型進行檢測。

本研究組織架構之第貳部份為研究方法的介紹，包含GARCH模型設定及GARCH-Constant Jump模型的設定，而第參部份為敘述樣本資料來源與處理方式，第肆部份則為實證結果的分析，最後，第伍部份為統合本研究之結論與相關建議。

貳、研究方法

一、一般化自我迴歸異質條件變異數模型(Generalized ARCH)

早期計量與時間序列模型乃假設模型誤差項之變異數為一固定數值，對此假設已遭許多學者的質疑，普遍認為金融財務序列資料並不服從此一假設，認為變異數係具有隨時間改變而改變的現象。因此，Engle (1982)提出自我迴歸異質條件變異數模型進行假設修正，同時，Bollerslev (1986)更進一步提出一般化自我迴歸異質條件變異數模型，認為條件變異數不僅受到前期誤差平方項之影響，亦受到前期條件變異數所牽動，故在 GARCH(1, 1)模型設定下，應如(1)式至(3)式所呈現：

$$R_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = c + a \varepsilon_{t-1}^2 + b \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

(2)式中， Ω_{t-1} 代表在 t-1 期時間下，所有能獲取的資訊集合，而 R_t 和 X_t 代表豆油期貨日報酬和解釋變數向量，包含其外生變數或落後期應變數之列向量， β 則為待估計參數向量。在變異數方程式方面，參數 c、a 和 b 均為非負實數，保證變異數為正，並須滿足 $a+b < 1$ 之定態條件，並採用最大概似估計法(maximum likelihood method)求得參數估計值 c、a 和 b。



$$\text{Max}_{c.a.b} L = \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \text{Exp} \left\{ -\frac{(R_t - X_t\beta)^2}{2\sigma_t^2} \right\} \quad (4)$$

上式取對數：

$$L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln\sigma_t^2 - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{(R_t - X_t\beta)^2}{\sigma_t^2} \quad (5)$$

最後，利用反覆估計演算法極大化(5)式以求得參數估計值。

二、固定跳躍 GARCH 模型

在假設資產報酬率服從連續擴散隨機過程時，表示為 $dP_t/P_t = \mu dt + \sigma dZ_t$ 的型式，其中， P_t 為資產價格， dP_t/P_t 為資產瞬間的報酬率， μ 和 ρ 分別為資產瞬間的漂移項(drift)和標準差， dZ_t 為一標準化的韋那過程(Wiener process)；此外，資產報酬率服從一常態分配。在時間序列資料上，普遍可發現資產報酬率具有不連續之間斷跳躍的行徑，所以假設服從連續擴散隨機過程並不合理，應將間斷因素予以考慮，故在假設資產報酬率行為服從離散波氏(Poisson)跳躍擴散隨機過程，可表示成：

$$dP_t/P_t = u dt + \sigma dZ_t + \sum_{k=0}^{dN_t} \pi_{t,k} \quad (6)$$

式中， dN_t 為跳躍次數的離散計數過程，並服從參數隨時間變動的波氏分配，即 $dN_t \sim \text{Poisson}(\lambda, dt)$ 為跳躍強度分配， λ_t 為波氏分配的參數且為大於零的固定數值，並假設與 dZ_t 獨立且稱為跳躍強度，代表在 $[t, t+dt]$ 內有 j 次跳躍，而當 dN_t 為零時，則代表該期間無跳躍之產生。此外， $\pi_{t,k}$ 為反映市場非正常資訊所造成資產報酬瞬時跳躍，稱為跳躍大小，且服從平均數 θ_t 與標準差 δ_t 的常態分配，表示成 $\pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t)$ 。綜合上述，本研究為求能適切捕捉期貨報酬的行為，將其離散跳躍過程納入 GARCH 模型予以估計，模型設定如下：

$$R_t = \mu + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 MR_{t-1} + \beta_3 \text{Volumn}_{t-1} + \sigma_t Z_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k} \quad (7)$$



$$\sigma_t^2 = c + a \varepsilon_{t-1}^2 + b \sigma_{t-1}^2$$
$$Z_t \sim \text{NID}(0,1) \quad \pi_{t,k} \sim N(\theta, \delta^2) \quad , \quad P(N_t = j) = \frac{\exp^{-\lambda} \lambda^j}{j!} \quad (8)$$

(6)式中，MR與Volumn代表上海綜合指數日報酬和豆油期貨成交量成長率， $Z_t \sim \text{NID}(0,1)$ 為標準化韋那過程，與跳躍大小 π_k 相互獨立。在個別參數的檢定，本研究採用概似比檢定(Likelihood Ratio test, LR-test)進行模型比較，以選取最適模型進行實證分析，亦即為對受限制模型的參數向量 Ψ_0 和未受限模型的參數向量 Ψ_1 進行檢定，檢定統計量為 $-2[L(R_t|\Psi_0)-L(R_t|\Psi_1)]$ 且服從於 $\chi^2(K)$ ，其中 $K = n(\Psi_1) - n(\Psi_0)$ ，而 K 代表受限制參數的個數。

參、資料來源與處理

一、資料來源與處理

本研究選取中國大連商品交易所之豆油期貨近月契約作為研究標的，探討其商品價格與成交量之間的關係，同時進一步檢驗期貨成交量增減持續變化時，對其報酬與波動是否存在顯著的差異。另一方面，考量大連商品交易所乃為世界第二大交易之農產品期貨市場，且豆油為民生基本需求商品，因此，在近年金融市場蓬勃發展下，中國國內股市漲跌的榮枯也許對商品期貨存在顯著的關聯。據此，本研究亦於模型中引入中國上海綜合指數報酬進行實證分析。資料來源取自於上海財匯信息技術有限公司(Financial China Information & Technology Co., Ltd.)之財經資訊即時系統，研究期間為2006年1月9日至2010年1月12日止，資料頻率為日頻資料。

在資料的處理方面，假若當日交易所不存在交易資料時，當天交易日期之資料將予以刪除，在剔除缺漏資料後，合併總筆數達740筆資料。此處理方式Hamao *et al.* (1990)提出了相關的檢測工作，結果發現該處理方法並不會影響研究結果的正確性，因此，本研究將以該合併後的資料



進行檢測。最後，對於商品期貨、成交量與上海綜合指數報酬的計算上，係採用標的日收盤指數或成交量之自然對數差分後，轉換為日報酬率來衡量，如：

$$R_{i,t} = \ln(P_{i,t}/P_{i,t-1}) \times 100$$

其中， $R_{i,t}$ 和 $P_{i,t}$ 分別代表第 i 種商品在時間 t 下之日報酬率與收盤價格。

二、基本統計量分析

表1列示所有實證變數之敘述統計量。在期貨與股市報酬方面，兩指數平均報酬分別為0.0549%和0.1291%，且離差值分別為2.4520和2.7262，依其數值觀察，雖然兩者呈現相似之報酬波動大小，但長期平均而言，期貨報酬係明顯較綜合指數報酬低，再者，觀其極值差距方面，期貨報酬最大值與最小值為-12.9460%與10.3320%，差距高達23.278，而綜合指數報酬則僅有0.2329(0.1456+0.0873)；初步可知，在樣本期間內期貨報酬具有較大的波動風險與較低的平均報酬。此外，觀察期貨成交口數的統計，亦具有高度波動的特質，在回顧過去中國境內豆油供需情形，可發現豆油市場自2004年5月起已出現明顯供不應求之狀態，實有進行多單期貨避險高需求的動因；再者，在大連期貨市場中，採用期貨合約進行保值的機構法人逐年高漲，因此在成交口數上，出現了相當大的波動度。最後，圖1則描製了豆油期貨價格與上海綜合指數之歷史行徑。

在偏態與峰態係數方面，可發現所有變數皆呈現非常態之分佈型態。在 1% 顯著水準下，期貨成交量與指數報酬具有右偏的型式，而期貨報酬則為左偏分佈，對此早期 Fama (1965), Bakshi *et al.* (1997) 及 Dumas *et al.* (1998) 已提出金融市場普遍展現負偏分佈的現象相符一致。在進一步藉由 Jarque-Bera 常態分配檢定結果後，所有變數亦在 1% 的顯著水準下，顯示拒絕常態分配的假設。最後，在 LM 檢定下，我們亦證實豆油期貨日報酬存在 1% 顯著水準之異質變異的特性。



表 1 各變數之基本統計量

變數	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	超額峰態	JB 統計量
豆油 期貨日報酬	0.0549	2.4520	10.3320	-12.9460	-0.4117***	3.0015***	298.2847***
豆油 期貨成交口數	1620.30	6046.35	119184	2.0000	11.9890***	203.94***	1296592***
中國上海 綜合指數日報酬	0.1291	2.7262	0.1456	-0.0873	0.2524***	2.6679***	227.0292***

註: 1. *、**、***分別表示10%、5%及1%的顯著水準。

2. JB為Jarque-Bera之常態分配檢定，虛無假設為該變數符合常態分配。

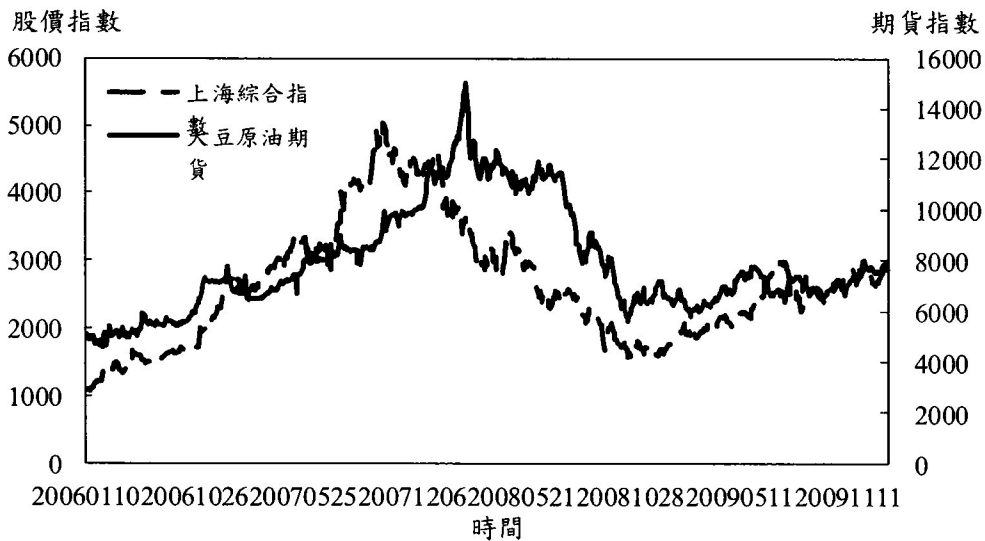


圖 1 豆油期貨價格與上海綜合指數之歷史走勢圖

肆、實證結果分析

表 2 列示了傳統 GARCH 模型與固定跳躍 GARCH 模型的實證結果¹。首先，在 5% 顯著水準下，前期期貨的日報酬與當期報酬呈現負向

¹ 在進行模型估計前，本研究已先行對各變數資料進行單根檢定，以避免產生假性迴歸的問題。在檢定方法上，除了採用傳統線性單根檢定方法之 ADF (Said and Dickey,



-0.0937 的顯著關係，且與前期綜合指數日報酬具有 0.0716 的正向顯著關聯，顯示出前期股市的表現確實影響商品期貨的表現。特別是，前期股市表現越好，係有助於降低期貨報酬的波動。另一方面，在 1% 的顯著水準下，傳統模型之 a 及 b 參數值分別為 0.2935 和 0.4268，均為非負實數，故滿足正定的條件假設。同時，參數估計值之和 ($a+b$) 為 0.7203，亦符合 GARCH 模型的穩定條件，此乃顯示出豆油期貨日報酬存在波動性叢聚(volatility clustering)的現象，具有隨時間改變而變動的特性。

為求實證模型能更貼近於事實與結果的正確性，本研究採用概似比率檢定方法進行傳統模型與固定跳躍模型(一)之個別參數的檢測，結果在自由度為 3 之卡方分配臨界值²，呈現出 126.9650 之 1% 顯著水準結果，顯示採用固定跳躍 GARCH 模型確實較傳統模型佳。再者，觀察跳躍大小之平均數 θ 與標準差 δ ，結果在至少 5% 水準下呈現顯著的結果，顯示市場存在異常資訊時，將會造成報酬瞬時的跳躍行為，且兩模型之標準為 2.4289 與 2.4302。因此，本研究後續將以固定跳躍模型(一)與模型(二)之結果進行分析。

據此，我們觀察平均數方程式，有別於傳統模型的結果，在 1% 的顯著水準下，呈現長期平均 0.1514% 的日報酬率，依過去市場供需之情況，顯示出保值及避險需求的驅動下，為期貨市值帶來了高度成長及連動了高報酬的水準，本研究認為透過期貨市場規範穩健的運作，除了為擁有現貨的企業提供了保障，亦有效地發揮期貨價格發現的功能。此外，依目前 4% 漲跌制度的規範，本研究亦建議可放寬漲跌限制，方更加提高市場資訊的傳遞速度。相似地，在固定跳躍 GARCH 模型(二)亦得到相同的結果。另一方面，在期貨成交量成長方面，結果呈現出在 5% 水準下，具有反向顯著的結果，此乃表示當前期成交量上漲時，將對當期之報酬有負面的衝擊，此現象或許可歸因於市場資訊完全性的問題，雖然過去學者普遍認為期貨價格與交易量呈現出正向關聯，但當價格對於資訊(如前期成交狀況)的反應程度過慢時，將可能會產生負向的關係。

1984)和 PP(Phillips and Perron, 1988)進行檢測外，考量其時間序列資料具有非線性動態調整的特徵，亦採用 KSS(Kapetanios, Shin, Snell, 2000)之非線性單根檢定對所有序列進行檢測，以提高定態假設之檢定力。結果顯示大豆原油期貨日報酬、成交量日成長率與上海綜合指數日報酬，在線性及非線性單根檢定後，在 1% 的顯著水準下，所有變數均拒絕單根的虛無假設。

² 自由度為 3 之卡方分配臨界值為 11.3。

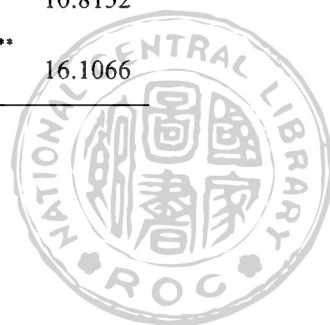


另一方面，回顧市場歷史資料可發現，市場成交量時有出現持續減少或持續增加的現象，對此，本研究進一步檢測當前期成交量出現持增與持減之情形時，對於期貨報酬是否存在差異的影響。實證結果發現，當前期成交量出現持減現象時，對於當期的期貨報酬則具有顯著的「負」向影響($\beta_3^- = 0.0053$)，此現象與上述結果相符合，即市場參與者對於當期成交量呈現持減現象時，下期價格可能尚未完全反應所引致，故呈現出反向的結果。然而，當市場出現持增之現象時，則對期貨報酬沒有達統計上的顯著性。最後，圖2則繪製了期貨報酬與固定跳躍 GARCH 模型(二)之報酬波動行徑。

在條件變異數方程式方面，本研究亦將股市報酬與期貨成交量納入考慮，結果對於期貨報酬波動並沒有顯著的衝擊，在考慮其成交量增減變動時，則仍對波動沒有明顯的影響。最後，觀察各模型設定的配適結果，在 Ljung-Box Q 統計量與其平方項之檢測下，均呈現出不顯著的結果，此即表示本研究之實證模型已能有效去除模型變數間之自我相關與異質變異的問題。

表 2 傳統 GARCH 與固定跳躍模型估計結果

參數	傳統 GARCH 模型		固定跳躍 GARCH 模型(一)		固定跳躍 GARCH 模型(二)	
	估計參數	t-值	估計參數	t-值	估計參數	t-值
μ	-0.0340 (0.0696)	-0.4894	0.1514*** (0.046)	3.2345	0.1351*** (0.0461)	2.9245
β_1	-0.0937** (0.0439)	-2.1310	-0.0976** (0.0406)	-2.4024	-0.0969** (0.0407)	-2.3805
β_2	0.0716*** (0.0228)	3.1324	0.0253 (0.0161)	1.5681	0.0249 (0.0163)	1.5288
β_3	-0.0041 (0.0039)	-1.0549	-0.0051** (0.0024)	-2.0995	—	—
β_3^+	—	—	—	—	0.0491 (0.1040)	0.4722
β_3^-	—	—	—	—	0.0053** (0.0025)	2.1498
c	1.7194*** (0.0736)	23.3377	0.0620** (0.0287)	2.1584	0.0831*** (0.0295)	2.8165
a	0.2935*** (0.0321)	9.1199	0.3461*** (0.0319)	10.8442	0.3524*** (0.0325)	10.8152
b	0.4268*** (0.0174)	24.5248	0.4531*** (0.0269)	16.7912	0.4427*** (0.0274)	16.1066



參數	傳統 GARCH 模型		固定跳躍 GARCH 模型(一)		固定跳躍 GARCH 模型(二)	
	估計參數	t-值	估計參數	t-值	估計參數	t-值
D_1	-0.1590 ^{***} (0.0509)	-3.1186	0.0057 (0.0195)	0.2952	0.0011 (0.0197)	0.0557
D_2	-0.0002 (0.0131)	-0.0166	-0.0003 (0.0065)	-0.0443	—	—
D_2^+	—	—	—	—	-0.0771 (0.0962)	-0.8012
D_2^-	—	—	—	—	-0.0007 (0.0065)	-0.1067
λ	—	—	0.4055 ^{***} (0.0476)	13.9126	0.4079 ^{***} (0.0477)	13.9883
θ	—	—	-0.4321 ^{**} (0.1795)	-2.4061	-0.4255 ^{**} (0.1787)	-2.3807
δ	—	—	2.4289 ^{***} (0.1745)	8.5028	2.4302 ^{***} (0.1737)	8.5369
對數 概似函數值	-1644.4562		-1581.1858		-1580.9737	
概似比例檢定	126.9650 ^{***}					
Q(5)	5.0580		4.8700		4.8160	
Q ² (5)	2.4150		4.0090		3.8860	

註: 1. *、**、***分別表示 10%、5%及 1%的顯著水準。

2. 括號內為該變數之模型估計標準誤。

3. Q(5) 和 Q²(5) 代表殘差項與殘差項平方之 Ljung-Box-Q 統計量。



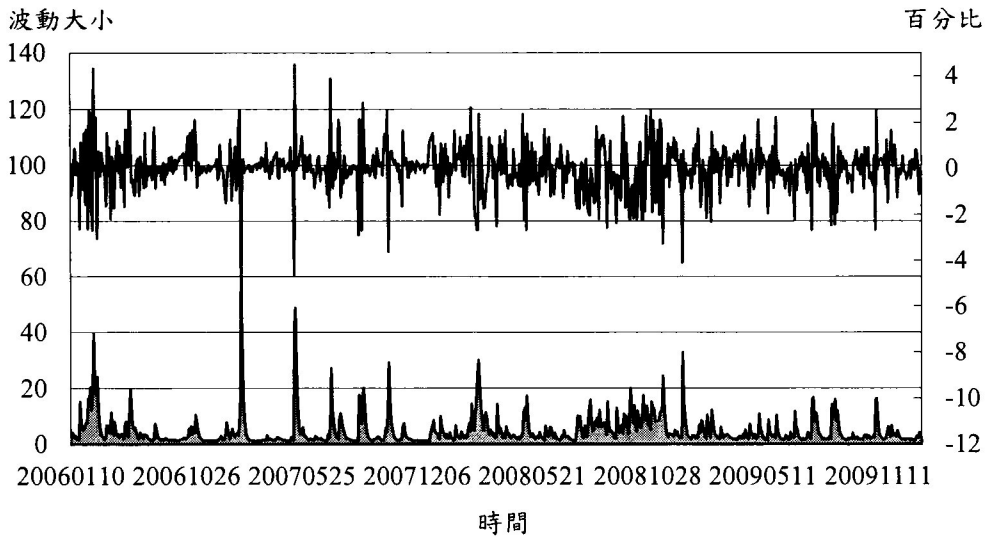


圖 2 豆油期貨報酬與報酬波動之行徑圖

伍、結論

本研究主要目的在於探討中國商品期貨之價量關係，同時，進一步考量期貨成交量持續增加或持續減少時，對於商品期貨報酬與報酬波動是否具有顯著性的影響。在樣本選取上，考量大連商品交易所乃為世界第二大交易之農產品期貨市場，故乃選定中國大連商品交易所之豆油期貨近月契約作為研究對象，研究期間擷取 2006 年 1 月 9 日到 2010 年 1 月 12 日之期貨日收盤價格，實證模型則分別採用傳統 GARCH 模型及考慮間斷跳躍之 GARCH 模型進行估計及比較，以提高模型配適性及實證結果正確性。

實證結果證實豆油期貨日報酬顯著存在波動性叢聚的現象，意即存在因時而異的特性。此外，透過概似比率檢定方法檢測後，證實固定跳躍之 GARCH 模型較傳統模型配適性佳，且顯示市場存在異常資訊時，亦會造成報酬瞬時的跳躍行為。在平均數方程式方面，長期平均報酬為 0.1514%，對此高平均報酬的結果，本認為可藉由過去豆油市場之供需來

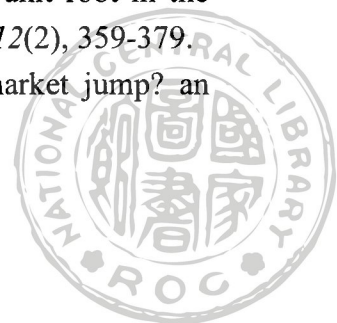


解釋，由於保值及避險需求的推動，進而推升豆油期貨的市值。然而，雖然期貨市場穩健運作有助於發揮期貨價格發現的功能。但觀其期貨成交量對報酬的影響後，結果卻呈現出反向的顯著結果，而此現象也許可歸因於市場資訊完全性的問題，係產生於價格對於資訊(如前期成交狀況)的反應程度不足所引致。故本研究建議在現今漲跌制度的限制下，應可放寬漲跌空間，方可提昇市場資訊傳遞速度。

另一方面，當前期成交量出現持減現象時，對於當期的期貨報酬則具有顯著的負向影響，此現象與上述結果相符合，即市場參與者對於當期成交量呈現持減現象時，下期價格可能尚未完全反應所引致，故呈現出反向的結果；但當市場成交狀況產生持續增長的情況時，對期貨報酬則沒有明顯影響。此外，股市報酬與期貨成交量對於期貨報酬波動也沒有呈現顯著性的衝擊。

參考文獻

- 黃立德、李彥賢、邱建良(2005)，跳躍訊息與不對稱訊息對股價報酬的衝擊，輔仁管理評論，13(2)，57-74。
- Bakshi, G., Cao, C., & Chen, Z. (1997). Empirical performance of alternative option pricing models. *Journal of Finance*, 52(5), 2003-2049.
- Dumas, B., Fleming, J., & Whaley, R. (1998). Implied volatility smiles: empirical tests. *Journal of Finance*, 53(6), 2059-2106.
- Fama, E. (1965). The behavior of stock market prices. *Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- Hamao, Y. R., Masulis, R. W., & Ng, V. K. (1990). Correlation in price changes and volatility across international stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(2), 281-307.
- Jorion, P. (1988). On jump processes in the foreign exchange and stock markets. *Review of Financial Studies*, 1(4), 427-445.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359-379.
- Kim, H. Y. & Mei, J. P. (2001). What makes the stock market jump? an



- analysis of political risk on Hong Kong Stock Returns. *Journal of International Money and Finance*, 20(7), 1003-1016.
- Nieuwland, F., Verschoor, W., & Wolff, C. (1994). Stochastic trends and jumps in EMS exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 13(6), 699-727.
- Phillips, P. C. B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive moving average model for unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-608.
- Vlaar, P. & Palm, F. (1993). The message in weekly exchange rates in the european monetary system: mean reversion, conditional heteroskedasticity and Jumps. *Journal of Business and Economic Statistics*, 11(3), 351-360.
- Malliaris, A. G. & Urrutia, J. L. (1996). Linkages between agricultural commodity futures contracts. *Journal of Futures Markets*, 16(5), 595-609.
- Reinhart, C. & Wickham, P. (1994). Commodity prices: cyclical weakness or secular decline? *IMF Staff Papers*, 94(7), 175-213.

