

原油期貨的跳躍行為與跳躍相關性 —CBP-GARCH 模型之應用

胡緒寧* 洪瑞成** 李命志***

摘要

油價的波動會對民生經濟造成重大的影響，而原油期貨為避險與套利的重要工具。本文擬利用 Chan (2003) 所提出的 CBP-GARCH 模型，來探討西德州原油期貨近月份合約與布蘭特原油期貨近月份合約的相互關係，及不同時期相互關係的變化。實證結果發現兩期貨在異常訊息後的跳躍是相關的，但是相關跳躍強度 (correlated jump intensities) 與跳躍共變異數 (jump covariance) 在第三次石油危機後大幅降低，而兩期貨的相關性卻在第三次石油危機後提升。

關鍵詞：CBP-GARCH 模型、相關跳躍強度、跳躍共變異數

1. 緒論

近年來油價逐漸攀高，原油漸漸成為耳熟能詳的商品。油價的波動對許多行業會造成極大的困擾，亦會對民生經濟造成重大的影響。而近年來國際情勢的不穩定及自然資源的濫用，加上中國的崛起，更助長了油價的不穩定，因此原油期貨便成為近來極為熱門的商品。但是衍生性金融商品

* 淡江大學財務金融研究所碩士研究生。E-mail: hushunin@ms19.hinet.net。

** 元培科學技術學院財務金融系講師

*** 淡江大學財務金融系副教授

皆具有高槓桿、高風險的特性，如果操作不當，極可能產生巨大的虧損，近年來國際間屢有發生投資衍生性金融商品而引發鉅額損失的案例，如 1993 年德國石油公司 MGRM 事件（原油期貨）、1994 年美國橘郡基金事件（不動產抵押證券）、1995 年英國霸菱銀行事件（日經股價指數期貨、選擇權）等。如何更深入了解商品的特性及商品間的相關性，以建立良好的風險控管系統及有效揭露風險狀況，已成為重要的課題；反之，若能有效利用商品間的相互關係，獲得超額利潤的機會亦會大為增加。

Jalali-Naini and Kazemi-Manesh (2003) 用 ARCH、VECM 及 GARCH(1,1) 認為西德州原油期貨對現貨價格並非為不偏的估計值而且市場並非是有效率的，並用 Multivariable GARCH 探討其最適避險比率。Lee and Cheng (2006) 採用 CBP-GARCH 模型來探討西德州原油與天然氣，發現此模型能有效捕捉兩標的物之間的相關跳躍關係。

而傳統的計量經濟模型與時間序列模型中，均假設誤差項的變異數為固定不變而進行推論與研究。但此假設的合理性已遭受到許多學者的質疑，因為實際上，大部分金融資產的時間序列資料並不符合此一假設，其變異數並非固定不變，而是會隨著時間的經過而改變。因此有 Engle(1982) 提出自我迴歸異質條件變異數模型 (Autoregressive Conditional Heterskedasticity, ARCH)，而 Bollerslev (1986) 更進一步提出之一般化自我迴歸異質條件變異數模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heterskedasticity, GARCH)，認為條件變異數不僅受到前期誤差平方項的影響，也會受到前期條件變異數影響。過去探討有關資產之間（如期貨與現貨）關係的文獻，多採用 GARCH(1,1) 來做實證，如 Ngama et al. (1994)、Felmingham and Mansfield (1997)、Park (2001)、Shang (2001)，而 Baillie and Myers (1991)、Kroner and Sultan (1993)、Park and Switzer (1995) 等學者的研究結果顯示雙變量 GARCH 模型之避險效果較傳統模型佳。

一般化自我迴歸條件異質變異數模型與隨機波動模型 (Stochastic Volatility Model, SV model) 皆是設計用來捕捉在波動中平滑連續的變動，但是這些模型無法來解釋在市場上存在著不連續跳躍行為。為此，Jorion

(1998)、林丙輝與葉仕國(1999)將跳躍過程與 ARCH、GARCH 模型結合的常數跳躍-擴散(constant GARCH-jump)模型進行實證,發現較 GARCH 模型能解釋股票報酬率行為, Baillie and Myers (1991)亦指出動態跳躍在計算避險比率時有重要的意義。但跳躍強度為固定常數似乎不合理,因此, Chan and Maheu (2002)實證發現將跳躍強度參數化後的 ARJI 模型(Autoregressive Conditional Jump Intensity model)模型較常數跳躍模型更能解釋股價報酬率出現不連續情形。

但上述跳躍模型的主要限制是他們都是單變量的模型,市場上的參與者卻常常面臨到最少兩個有相關波動性的市場,它們的共變數往往比它們自己的變異數重要。因為在這個國際化的金融環境,探討 β 係數、最適化的動態避險與風險管理是最重要的話題,而共變異數是在執行策略時最重要的參數。Chan (2003)提出 Correlated Bivariate Poisson 模型(簡稱 CBP-GARCH)並指出此模型可以捕捉到突發性的波動與了解兩數列的相關跳躍,並且能了解動態跳躍與波動性之間的關係。因此本研究利用 Chan (2003)所提出的 CBP-GARCH 模型,來探討西德州原油期貨近月份合約(WTIF)與布蘭特原油期貨近月份合約(BRF)的波動關係。採用原油期貨的原因乃是由於原油是現今社會最重要的能源與基礎原料,而原油期貨具有交易方便、資金槓桿與價格發現的特性,在講求效率的資本市場中易用於避險與套利。至於為何探討極相近的西德州原油期貨與布蘭特原油期貨近月份合約乃因這兩個標的在原油相關期貨中,與現貨價格最有連動關係。其次它們的交易量也是相關期貨中較大的,因此研究報告的結果較易於應用於實務交易上。希望藉由本文的探討,能對原油交易市場做出一些貢獻。

2. 研究方法

本研究採用 CBP-GARCH 模型,此模型結合了 Poisson Correlation Function (M'Kendrick, 1926; Campbell, 1934)及 GARCH (Bollerslev, 1986),其計量模型如下:

$$R_t = \mu + \varepsilon_t + J_t \dots\dots\dots (1)$$

其中， R_t 是由常數平均數、隨機干擾項 (normal disturbance) ε_t ，以及跳躍元素 (jump component) J_t 組成的 2×1 之報酬率向量。 ε_t 為平均數為 0、變異數共變異數矩陣為 \tilde{H}_t 的雙變量常態分配。

在一段特定的時間內訊息進入市場所造成報酬率 n 次的跳躍，可用一隨機變數 Y_i 來表示跳躍幅度 (jump size)。因此跳躍要素是由一序列的 Y_i 來構成，即：

$$\sum_{i=1}^n Y_i = Y_1 + Y_2 + Y_3 + \dots\dots\dots + Y_n \dots\dots\dots (2)$$

每一隨機變數 Y_i 服從一個平均為 θ 、變異數為 δ^2 的常態分配，假設這些平均數與變異數參數在同一資產標的不隨時間改變，但是會因不同資產標的而異，即：

$$\begin{aligned} Y_{1t,i} &\sim N(\theta_1, \delta_1^2) \\ Y_{2t,i} &\sim N(\theta_2, \delta_2^2) \end{aligned} \dots\dots\dots (3)$$

在雙變量的架構下，跳躍要素 J_t 為一平均為 0、變異數共變異數矩陣為 Δ_t 的雙變量常態分配。其中，隨機干擾項與跳躍要素為互相獨立的。

$$J_t = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^{n_{1t}} Y_{1t,i} - E_{t-1}(\sum_{i=1}^{n_{1t}} Y_{1t,i}) \\ \sum_{j=1}^{n_{2t}} Y_{2t,j} - E_{t-1}(\sum_{j=1}^{n_{2t}} Y_{2t,j}) \end{bmatrix} \dots\dots\dots (4)$$

更進一步來說，兩個控制跳躍產生的離散計量變數 n_{1t} 及 n_{2t} 是由三個獨立的 Poisson 變數 n_{1t}^* 、 n_{2t}^* 及 n_{3t}^* 組合而成，它們每一個都有一機率密度函數如下：

$$P(n_{it}^* = j | \Phi_{t-1}) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^j}{j!} \dots\dots\dots (5)$$

每一 n_{it}^* 的期望值及變異數皆與代表著跳躍強度（或跳躍次數）的 λ_i 相等。M’Kendrick (1926) 與 Campbell (1934) 定義相關跳躍強度計數 (correlated jump intensity counters) 為：

$$\begin{aligned} n_{1t} &= n_{1t}^* + n_{3t}^* \\ n_{2t} &= n_{2t}^* + n_{3t}^* \end{aligned} \dots\dots\dots (6)$$

也就是說，每一個計量變數 n_{it} 會產生獨立跳躍亦會產生相關跳躍。意即每一個獨立跳躍由 n_{1t}^* 及 n_{2t}^* 在期間 t 開始，而相關跳躍由額外的 Poisson 變數產生，然後再加入到前面兩個序列裡。經由變數置換及積分 n_{3t}^* 得到 n_{1t} 及 n_{2t} 的聯合機率密度 (joint probability density) 為：

$$P(n_{1t} = i, n_{2t} = j | \Phi_{t-1}) = \sum_{k=0}^{\min(i,j)} e^{-(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3)} \frac{\lambda_1^{i-k} \lambda_2^{j-k} \lambda_3^k}{(i-k)!(j-k)!k!} \dots\dots (7)$$

而跳躍的期望次數相等於

$$E(n_{it}) = \lambda_i + \lambda_3 \dots\dots\dots (8)$$

因為 n_{1t} 及 n_{2t} 是獨立的 Poisson 隨機變數的單調函數，它們的共變異數 λ_3 及相關係數必為正值：

$$Corr(n_{1t}, n_{2t}) = \frac{\lambda_{3t}}{\sqrt{(\lambda_{1t} + \lambda_{3t})(\lambda_{2t} + \lambda_{3t})}} \dots\dots\dots (9)$$

而根據 Chan (2003) 的研究，時間變異跳躍強度 (time varying jump intensities) 定義為：

$$\begin{aligned} \lambda_{1t} &= \lambda_1 + \eta_1^2 \gamma_{1t-1}^2 \\ \lambda_{2t} &= \lambda_2 + \eta_2^2 \gamma_{2t-1}^2 \dots\dots\dots (10) \\ \lambda_{3t} &= \lambda_3 + \eta_3^2 \gamma_{1t-1}^2 + \eta_4^2 \gamma_{2t-1}^2 \end{aligned}$$

其中， r_{it-1} 為資產 i 在 $t-1$ 期的報酬率， r_{it-1}^2 為 $t-1$ 期波動率的近似值。跳躍強度被假設與市場狀況有關，也因此與上一期的波動率有關。相同的，共變異數亦受上一期兩資產的變異數所影響。此參數結構不僅導入了額外的動態跳躍進入模型，更允許 n_{1t} 及 n_{2t} 有隨時間變化的相關性。因此 λ_{it} 在 $t-1$ 期即可明白，故對下一期跳躍的平均數便可以預測。

結合 GARCH 模型以及 CBP 模型，由資產 1 的 i 跳躍及資產 2 的 j 跳躍產生的報酬率 R_t 的機率密度函數 (probability density function) 為：

$$f(R_t | n_{1t} = i, n_{2t} = j, \Phi_{t-1}) = \frac{1}{(2\pi)^{N/2}} |H_{ij,t}|^{-1/2} \exp[-u'_{ij,t} H_{ij,t}^{-1} u_{ij,t}] \dots (11)$$

其中 $u_{ij,t}$ 為帶有呈現 i 與 j 跳躍的跳躍要素 (jump component) $J_{ij,t}$ 的一般誤差項：

$$u_{ij,t} = R_t - \mu - J_{ij,t} = \begin{bmatrix} \gamma_{1t} - \mu_1 - i\theta_1 + (\lambda_1 + \lambda_3)\theta_1 \\ \gamma_{2t} - \mu_2 - j\theta_2 + (\lambda_2 + \lambda_3)\theta_2 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (12)$$

$H_{ij,t}$ 為由資產 1 的 i 跳躍及資產 2 的 j 跳躍產生的報酬率變異數共變異數矩陣，由於在假設下隨機干擾項 ε_t 與跳躍要素為互相獨立的， $H_{ij,t}$ 可以分成兩個部份：由一般隨機干擾項計算出的變異數共變異數矩陣 \tilde{H}_t 以及跳躍要素 (jump components) 的變異數共變異數矩陣 $\Delta_{ij,t}$ 。由一般隨機干擾項計算出的變異數共變異數矩陣 \tilde{H}_t ，其採用 BEKK (Baba et al., 1989) 的設定，定義如下：

$$\tilde{H}_t = C'C + A'\tilde{\varepsilon}_{t-1}\tilde{\varepsilon}'_{t-1}A + B'\tilde{H}_{t-1}B \dots\dots\dots (13)$$

其中，C 為 $\begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}$ ；

A 與 B 分別為 $\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{12} & a_{22} \end{bmatrix}$ 與 $\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{12} & b_{22} \end{bmatrix}$ ；

$\tilde{\varepsilon}_{t-1}$ 為干擾項與跳躍要素的總和。

跳躍要素 (jump components) 的變異數共變異數矩陣 $\Delta_{ij,t}$ 是由以下的假設推論而來：

$$\begin{aligned} \text{Corr}(Y_{1t}, Y_{2t}) &= \rho_{12} \\ \text{Corr}(Y_{1t}, Y_{2s}) &= 0 \quad t \neq s \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (14)$$

因此，跳躍要素 $\sum_i Y_{1t}$ 及 $\sum_j Y_{2t}$ 在 i 及 j 跳躍的條件變異數為 $i\sigma_1^2$ 與 $j\sigma_2^2$ ，其共變數為 $\rho_{12}\sqrt{ij}\sigma_1\sigma_2$ ，故跳躍要素的變異數共變異數矩陣 $\Delta_{ij,t}$ 為：

$$\Delta_{ij,t} = \begin{bmatrix} 1\delta_1^2 & \rho_{12}\sqrt{ij}\delta_1\delta_2 \\ \rho_{12}\sqrt{ij}\delta_1\delta_2 & 1\delta_2^2 \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots (15)$$

其中 ρ_{12} 為 Y_{1t} 及 Y_{2t} 的相關係數。因此 CBP-GARCH 模型的變異數共變異數矩陣為 \tilde{H}_t 與 $\Delta_{ij,t}$ 的加總。最後，報酬率的條件機率密度可以定義為：

$$P(R_t | \Phi_{t-1}) = \sum_{i=0}^{\infty} \sum_{j=0}^{\infty} f(R_t | n_{1t} = i, n_{2t} = j, \Phi_{t-1}) P(n_{1t} = i, n_{2t} = j, \Phi_{t-1}) \quad \dots\dots\dots (16)$$

跳躍不易觀察，可用濾嘴 (ex post filter) 來辨識序列中的跳躍：

$$\begin{aligned} &P(n_{1t} = i, n_{2t} = j | \Phi_{t-1}) \\ &= \frac{f(R_t | n_{1t} = i, n_{2t} = j, \Phi_{t-1})}{P(R_t | \Phi_{t-1})} \times P(n_{1t} = i, n_{2t} = j, \Phi_{t-1}) \quad \dots\dots\dots (17) \end{aligned}$$

對數概似函數如下：

$$\ln L = \sum_{t=1}^N \ln P(R_t | \Phi_{t-1}) \dots\dots\dots (18)$$

本文使用 WinRats 6.0 中的 BFGS 法將式(18)最大化。

3. 實證結果與分析

3.1 資料來源與處理

本文資料分別採用自美國紐約商業交易所 (New York Mercantile Exchange, NYMEX) 的西德州原油期貨金月份合約 (本文以 WTIF 表示) 與英國倫敦國際石油交易所 (International Petroleum Exchange, IPE) 的布蘭特原油期貨近月份合約 (本文以 BRF 表示)，其交易時間與契約規格如《表 1》。資料期間為自 1988 年 6 月 23 日到 2005 年 6 月 28 日的日資料，若遇到有一方休市，則當日資料捨去不用，資料全部來自 Bloomberg 交易系統。將所有日資料轉換為日報酬率資料以便於分析，我們取對數日資料的一次差分，意即：

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

其中 $P_{i,t}$ 代表 i 資產在時間 t 的收盤價。

《表 1》原油合約規格及交易時間

商品種類/代號	合約規格	最小跳動值	每日漲/跌停板	本地交易時間
英國國際石油交易所 (IPE)				
布蘭特原油	1,000 桶	1 美分/桶 =10 美元	無	17:02-03:13
紐約商業交易所 (NYMEX)				
西德州中級原油	1,000 桶	1 美分/桶 =10 美元	15 美元/桶 =15,000 美元	21:45-03:10

3.2 初步分析

首先將資料做初步的統計，其一般統計量列於《表 2》。可以發現 WTIF 的平均報酬率較 BRF 低，但是 WTIF 的標準差卻比 BRF 高，相較之下 WTIF 可能不是一個較佳的投資標的。另外，由 JB、Skewness 及 Kurtosis 可知兩資產報酬率的分配為一較常態分配厚尾且峰度較尖銳的分配，而厚尾現象與 GARCH 效果的存在一致。

《表 2》日報酬率的一般統計量

Asset	Mean	Std.	Max	Min	Skewness	Kurtosis	JB
WTIF	0.031	2.457	14.231	-40.048	-1.312***	20.862***	76928.568***
BRF	0.032	2.310	13.151	-42.722	-1.697***	31.473***	154359.407***

註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

2. JB 代表 Jarque-Bera (1987) 之常態分配檢定統計量。

由《表 3》可以發現西德州原油期貨與布蘭特原油期貨日報酬率的共變異數是 4.663725，而相關係數是 0.821784，由相關係數可以見到有高度的相關性。

《表 3》日報酬率的變異數共變異數矩陣

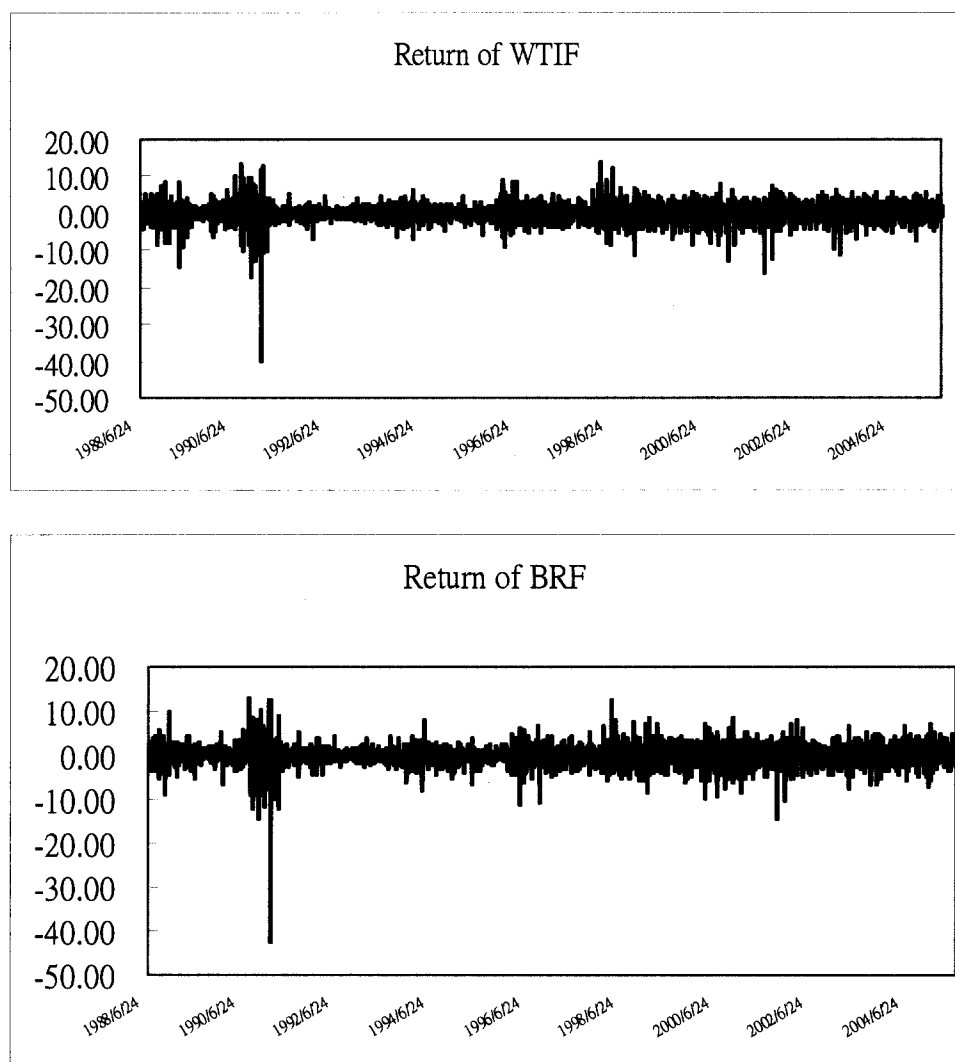
	WTIF	BRF
WTIF	6.037	4.664
BRF	4.664	5.335

註：1.主對角線中的數字表示變異數。

2.相關係數為 0.821784。

3. WTIF 與 BRF 為是否為完全線性相關可經由標準化迴歸 $(WTIF_t - \mu_1)/\sigma_1 = \rho(BRF_t/\sigma_2) + \varepsilon_t$ 參數檢定結果，虛無假設 $H_0: \rho=1$ t 檢定的統計值為 $(\hat{\rho}-1)/s_{\hat{\rho}} = (0.821784-1)/0.00815 = -21.86$ 。因此拒絕 $\rho=1$ 的虛無假設。

而由《表 3》可以見到雖然兩期貨的標的都是原油，其報酬率對訊息的反映頻率大致上一致，但是多少有些差異，尤其反應的強度更可看出其差異性。而由《圖 1》也可以見到兩報酬率數列有明顯的波動叢聚現象。



《圖 1》報酬率的時間序列圖

3.3 單根檢定

理論上，利用迴歸模型進行估計時，必須先對原油期貨的時間序列資料進行單根檢定，以確定資料是否為定態，避免假性迴歸之問題。本文採用 ADF (1981)、KSS (Kapetanios, Shin, Snell, 2003) 兩種單根檢定法進行報酬率的定態檢測，採用此兩種方法的用意在於避免只有檢定虛無假設為數列有單根時，輕易接受單根假設所發生的過度差分情況。ADF 單根檢定的檢定統計量有二種，分別為僅含常數項的 t_{μ} 與同時包含常數項和時間趨勢項的 $t_{\mu,t}$ 。另外，KSS 透過蒙地卡羅模擬 (Monte Carlo simulation)，其所提供去均數之與去趨勢 KSS1 與 KSS2 臨界值，在顯著水準 1%、5%、

10% ($\alpha=0.01$ 、0.05、0.1) 下，分別為-3.48、-2.93、-2.66 與-3.93、-3.4、-3.13。由《表 4》中的 ADF 可知，原始序列無法拒絕單根，而報酬率序列皆在 1%的顯著水準下拒絕單根。另由 KSS 的檢定也可得到相同的結果，西德州原油和布蘭特原油等兩報酬率均為定態序列。

《表 4》單根檢定

ADF 單根檢定法	含常數項與時間趨勢項		只含常數項		
	落差期	檢定統計量	落差期	檢定統計量	
水準項	BIC	$t_{\mu,\tau}$ 值	BIC	t_{μ} 值	
西德州原油期貨	3	-1.863	3	-0.983	
布蘭特原油期貨	0	-1.875	0	-0.953	
差分項	BIC	t 值	BIC	t 值	
西德州原油期貨	2	-26.078 ***	2	-26.066***	
布蘭特原油期貨	2	-25.790***	2	-25.775***	
KSS 檢定法	去均數 (de-mean)			去截距 (de-trend)	
	落差期	檢定統計量 t 值		落差期	檢定統計量 t 值
差分項		KSS1	KSS2	KSS1	KSS2
西德州原油期貨	2	-13.412***	-3.722**	2	-13.412*** -3.722**
布蘭特原油期貨	2	-14.108***	-4.510***	2	-14.108*** -4.510***

註：1.*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。

2.臨界值參考 Dickey-Fuller (1981) 及 Kapetanios, Shin, Snell (2003)。

3.4 CBP-GARCH 模型的實證結果

茲將 CBP-GARCH Model 的實證結果列於《表 5》。一開始可以見到明顯的 GARCH 現象，我們可由觀察誤差平方項與前其變異數的參數(a_{11}, a_{22} 及 b_{11}, b_{22}) 發現所有參數皆有 1%的顯著水準，而其中 b_{11} 、 b_{12} 皆在 0.95 以上代表西德州原油期貨 (WTIF) 與布蘭特原油期貨 (BRF) 皆有高度波動叢聚 (volatility clustering) 的現象。

再看到跳躍要素 (jump components) 部份，大部分的參數皆為顯著的，這代表著的確有跳躍訊息的存在。參數 θ_1 與 θ_2 分別為西德州原油期貨

(WTIF) 與布蘭特原油期貨 (BRF) 的跳躍平均 (mean)，皆為負值代表著大部分為負的跳躍。參數 δ_1 與 δ_2 分別為 3.316 及 3.343 代表著布蘭特原油期貨 (BRF) 的跳躍波動率 (jump volatility) 略大於西德州原油期貨 (WTIF) 的跳躍波動率。而跳躍大小的相關係數 ρ 為 0.959 並且高度顯著，反應出西德州原油期貨與布蘭特原油期貨在跳躍大小呈現高度相關。跳躍強度在西德州原油期貨 (WTIF) 為 $\lambda_1 + \lambda_3 = 0.168$ 而布蘭特原油期貨 (BRF) 為 $\lambda_2 + \lambda_3 = 0.147$ ，但是其中 λ_1 、 λ_2 為獨立跳躍僅為 0.060 及 0.039 表示有超過一半已上的跳躍是相關的。

《表 5》CBP-GARCH 模型的實證結果

parameters	estimates	Std.
μ_1	0.014	0.030
μ_2	0.032	0.027
c_{11}	0.052***	0.007
c_{12}	0.043***	0.005
c_{22}	0.041***	0.006
a_{11}	0.015***	0.001
a_{12}	0.015***	4.8E-4
a_{22}	0.017***	0.001
b_{11}	0.956***	0.004
b_{12}	0.959***	0.003
b_{22}	0.956***	0.004
Jump components	estimates	Std.
θ_1	-0.456***	0.148
θ_2	-0.407***	0.151
δ_1	3.316***	0.139
δ_2	3.343***	0.143
ρ_{12}	0.960***	0.011
λ_1	0.060***	0.010
λ_2	0.039***	0.007
λ_3	0.109***	0.014
η_1	-0.055***	0.007
η_2	-6.0E-6	0.021
η_3	1.0E-6	0.025
η_4	-0.046***	0.011

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。

3.5 全球所經歷的幾次石油危機

3.5.1 第一次石油危機

自 1973 年 10 月爆發第四次以阿戰爭後，阿拉伯石油輸出國家組織為了打擊以色列及其支持者，這些擁有石油供應主控權的石油輸出國家實施石油減產與禁運，造成第一次石油危機。

3.5.2 第二次石油危機

1978 年底，當時世界第二大石油出口國伊朗發生政變，加上 1980 年 9 月伊朗和伊拉克兩個產油大國爆發兩伊戰爭，造成了第二次石油危機。

3.5.3 第三次石油危機

1990 年 8 月 2 日，十萬伊拉克大軍入侵科威特，為第三次石油危機的開始，8 月 6 日聯合國安理會決議對伊拉克和科威特進行經濟制裁，美國馬上對伊拉克實施經濟禁運，造成國際原油價格在 1990 年 10 月上漲逾每桶四十美元。到了 1991 年 1 月 17 日，美國決定以軍事手段解決問題，以美、英、法為主的國際聯軍發動「沙漠風暴」行動，同時國際能源總署 IEA 宣佈「緊急事件應變計畫」。隨著戰爭的順利進行，加上伊拉克並無力中斷其周邊產油國的石油供應，加上戰爭迅速結束，使每桶油價很快回落。

3.5.4 911 事件與美伊戰爭

2001 年 9 月，美國爆發 911 事件，雖使油價一度上漲，但隨後因國際石油市場擔心經濟將受重挫，帶來石油需求大幅減少，加上產油國為了維持國際穩定而暫停啟用石油產量調整機制，未在需求降低時進行減產，使油價在 2001 年 11 月跌至每桶接近十六美元。之後由於中東局勢的不穩定，油價持續攀高，直到 2003 年 3 月 20 日爆發美伊戰爭後油價才略為回落。

3.6 西德州原油期貨與布蘭特原油期貨日報酬率的相關性分析

3.6.1 共變異數分析

在本文中由於兩資產都是針對原油的期貨契約，而且交易時間除了開盤時間有差異外，收盤時間差異不多（見《表 1》）。在國際資訊傳達迅速的今天，若市場是有效率的，則兩期貨契約的日報酬率應該差異不大而且應該呈現高度相關的。而由《表 3》可以發現西德州原油期貨與布蘭特原油期貨的相關係數是 0.822，呈現高度的相關，但是並非為 1 的完全相關，由此顯現市場的效率性在西德州原油期貨與布蘭特原油期貨之間並非為百分之百的呈現。因此，若能掌握到適當的時機做套利策略就能從資產交易中獲得超額報酬。

在《表 6》我們計算出不同期間西德州原油期貨與布蘭特原油期貨日報酬率的相關係數及共變異數，藉以了解兩期貨在不同事件衝擊下的相對關係。我們係以第三次石油危機、911 事件、美伊戰爭為分段點，並將各期間即全部資料期間的日報酬率的相關係數及共變異數列出。可以發現在第三次石油危機前，兩期貨的相關係數及共變異數都相對較低，可能是因為布蘭特原油期貨才上市不久，交易者大都尚未積極參與的緣故，再者也由於與第二次石油危機時間差距太久，國際原油供需平穩有關。第三次石油危機發生期間，相關係數及共變異數陡然升高。

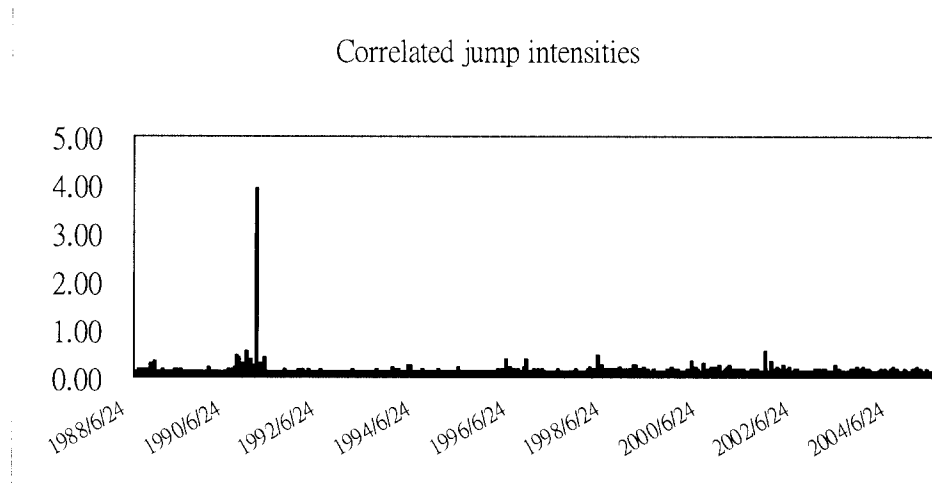
其後到 911 事件發生前，共變異數下降到 3.337 已與危機發生前相差不大，但是相關係數 0.805 卻較危機發生前大幅提高。隨後發生的 911 事件及美伊戰爭相關係數都升至接近 0.9，但是共變異數卻只上升到分別為 5.808 與 10.428，可以看到市場的效率性已經較第三次石油危機時大幅提高，已不再有高共變異數的情況發生。而美伊戰爭後的共變異數又回落到 3.965 但是相關係數仍然在 0.862，亦比 911 事件前為高，代表著每經過一次重大危機後兩市場的相關性愈來愈高。

《表 6》不同期間西德州原油期貨與布蘭特原油期貨日報酬率的相關係數及共變異數

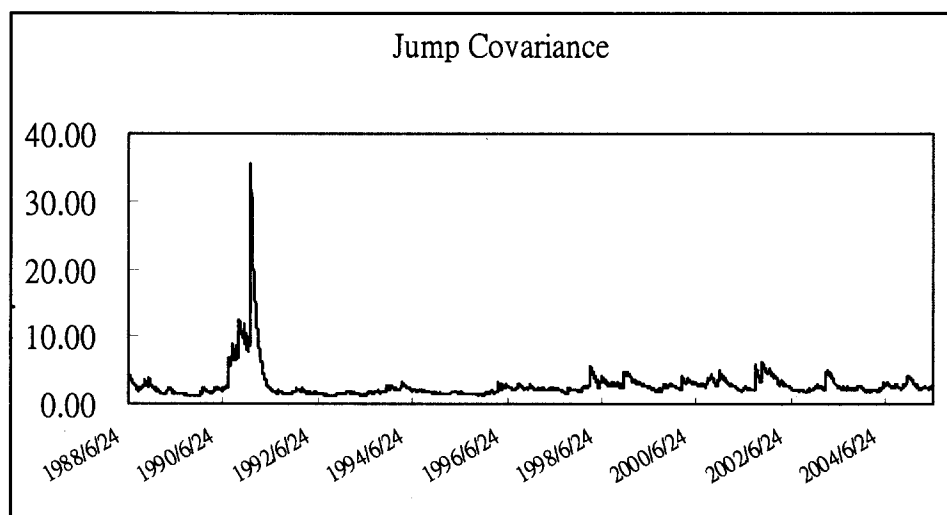
期間	事件	相關係數	共變異數
19880623~20050627	資料全期	0.822	4.664
19880623~19900801		0.560	2.494
19900802~19910228	第三次石油危機	0.930	35.208
19910301~20010910		0.805	3.337
20010911~20030319	911 事件到美伊戰爭前	0.886	5.808
20030320~20030501	美伊戰爭	0.898	10.428
20030502~20050627		0.862	3.966

3.6.2 相關跳躍分析

另外由《圖 2》可以從相關跳躍強度看出其相關性並非從頭到尾都是一致的，意即當有特殊異常的訊息進入市場時，會引起較大的相關跳躍，特別是在第三次石油危機期間，跳躍共變異數亦是如此。其後由於市場效率性的提高，相關跳躍強度與跳躍共變異數雖然在異常訊息進入市場後仍會有較高的表現，但是已經較第三次石油危機期間大幅降低。



《圖 2》相關跳躍強度 (correlated jump intensities) 及跳躍相關係數 (jump covariance)



《圖 2》相關跳躍強度 (correlated jump intensities) 及跳躍相關係數 (jump covariance) (續)

4. 結論

原油是現今在國際上最重要的能源與基礎原料，因此原油價格一直影響著世界的整體經濟，油價的波動更會對全球的經濟造成衝擊，而原油期貨不論在避險、套利或是價格發現上都是極為重要的工具，因此了解原油期貨的特性在財務上是一項極為重要議題。

本文採用 CBP-GARCH 模型探討西德州原油期貨與布蘭特原油期貨之間的關係。我們亦分析了幾次石油危機期間，兩期貨的相關性的變化。實證結果發現兩期貨皆有高度波動叢聚的現象，其波動率會隨時間改變，而且在跳躍大小呈現高度的相關。另外我們在分析不同時期兩期貨的相關係數及共變異數時，發現兩期貨每經過一次重大危機後其相關性愈來愈高。相關跳躍強度與跳躍共變異數在第三次石油危機後雖然遇到異仍會有較高的表現，但已經大幅降低。

由以上的發現我們可以了解，隨著市場機制的健全及效率的提升，兩期貨的相關性愈來愈高的同時，兩期貨對異常訊息反映的差異愈來愈小，因此也提高了較易者的操作難度。但是即使達到某種程度的高相關性，因為交易環境的不同仍然有其差異的存在。如何利用這些微小的差異來達到交易策略的運用，將是值得我們繼續關注的議題。

參考文獻

- 林丙輝、葉仕國 (1991)。台灣股票價格非連續跳躍變動與條件異質變異之研究。《證券市場發展季刊》，11(1)，61-92。
- 郭博堯 (2003)。全球石油危機的油價衝擊。《國家政策論壇》。
- 邱哲修、林卓民、洪棠譎 (2005)。原油價格波動性之風險評價與預測績效探討。《貨幣市場》，9(2)，25-46。
- Adrangi, B., and Chatrath A. (2000). Alaska North Slope Crude Oil Price and the Behaviour of Diesel Prices in California. *Journal of Energy Economics*, 23, 9-42.
- Baba, T., Engle, R. F., Kraft, D., and Kroner, K. F. (1989). *Multivariate Simultaneous Generalized Arch*. UCSD, Department of Economics, manuscript.
- Baillie, R. T., and Myers, R. J. (1991). Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge. *Journal of Applied Economics*, 6, 109-124.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Economics*, 31, 307-327.
- Campbell, J. T. (1934). The Poisson Correlation Function. *Proceedings of the Edinburgh Mathematical Society*, 2, 18-26.
- Chan, W. H. (2003). A Correlated Bivariate Poisson Jump Model for Foreign Exchange. *Empirical Economics*, 28, 669-685.

- Chan, W. H., and Maheu, J. M. (2002). Conditional Jump Dynamics in Stock Market Returns. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 377-389.
- Chang, K. H., and Kim, M. J. (2001). Jumps and Time-Varying Correlations in Daily Foreign Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance*, 20, 611-637.
- Das, S. R. (1998). *Poisson-Gaussian Processes and the Bond Market*. NBER working paper: 6631.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., and Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64, 813-836.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Eraker, B., Johannes, M., and Polson, N. (2003). The Impact of Jumps in Volatility and Returns. *Journal of Finance*, 63, 1269-1300.
- Ewing, B. T., Malik, F., and Ozfidan, O. (2002). Volatility Transmission in the Oil and Natural Gas Markets. *Energy Economics*, 24, 525-538.
- Felmingham, B. S., and Mansfield, P. (1997). Rationality and the Risk Premium on the Australian Dollar. *International Economic Journal*, 11, 47-58.
- Fortune, P. (1999). Are Stock Returns Different Over Weekends? A Jump Diffusion Analysis of the Weekend Effect. *New England Economic Review*, September/October 3-19.
- Hammoudeh, S., Li, H., and Jeon, B. (2003). Causality and Volatility Spillovers Among Petroleum Prices of WTI, Gasoline and Heating Oil in Different Locations. *North American Journal of Economics and Finance*, 14, 89-114.

- Jarque, C. M., and Bera, A. K. (1987). A Test for Normality of Observations and Regression Residuals. *International Statistical Review*, 55, 163-172.
- Jorion, P. (1988). On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets. *Review of Financial Studies*, 1, 427-445.
- Johannes, M. (2003). The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-Time Interest Rate Models. *Journal of Finance*, 59, 227-260.
- Kroner K. F., and Sultan, J. (1993). Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 4, 535-551.
- Kwiatkowski, D, Phillips, P. C. B., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lee, M. C., and Cheng, W. H. (2006). Correlated Jumps in Crude Oil and Gasoline during the Gulf War. *Applied Economics*, forthcoming.
- McFarland, J. M., McMahon, P. C., and Ngama, Y. (1994). Forward Exchange Rates and Expectations During the 1920s: A Re-examination of the Evidence. *Journal of International Money and Finance*, 13(6), 627-636.
- M'Kendrick, A. G., (1926). Applications of Mathematics to Medical Problems. *Proceedings of the Edinburgh Mathematical Society*, 44, 98-130.
- Maheu, J. M., and McCurdy, T. H. (2004). News Arrival, Jump Dynamics and Volatility Components for Individual Stock Returns. *Journal of Finance*, 59, 755-793.
- Park, T. H., and Switzer, L. N. (1995). Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Hedge Ratios for Stock Index Future: A Note. *Journal of Futures Markets*, 15, 61-67.
- Pan, J. (2002). The Jump-Risk Premia Implicit in Options: Evidence from an Integrated Time-Series Study. *Journal of Financial Economics*, 63, 3-50.

Sadorsky, P. (1999). Oil Price Shocks and Stock Market Activity. *Energy Economics*, 21, 449-469.

Taylor, S. J. (1986). *Modeling Financial Time Series*. Wiley, Chichester.

Jump Behavior and Correlation of Crude Oil— Application of CBP-GARCH Model

*Shu-Nin Hu** *Jui-Cheng Hung*** *Ming-Chin Lee****

Abstract

The volatility of crude oil price will cause great impacts to the economy, and futures of the crude oil were the important tool of hedging and arbitraging. This paper uses the CBP-GARCH model to investigate the interactions of the nearest futures contracts of WTIF and BRF crude oil during different periods. The empirical results indicate that, after abnormal information, jumps of both futures are correlated. However, correlated jump intensities and jump covariance decrease substantially after the first Gulf War, on the contrary, the correlation coefficient increases.

Key words: CBP-GARCH model; Correlated jump intensities; Jump covariance

* Graduate Institute, Department of Banking and Finance, Tamkang University

** Instructor, Department of Banking and Finance, Yuanpei Institute of Science and Technology

*** Associate Professor, Department of Banking and Finance, Tamkang University

