

原油現貨、期貨與相關產業指數之波動性探討—厚尾跳躍模型之應用

VOLATILITY INVESTIGATION FOR CRUDE OIL SPOT, FUTURES AND RELATIVE INDUSTRY INDEXES—THE APPLICATION IN JUMP MODEL WITH HEAVY TAIL DISTRIBUTION

鄭婉秀

南華大學財務金融學系

鄭美愛

國立台北商業技術學院會計資訊系

鄒易凭

淡江大學財務金融學系博士班

紀慧君

永豐金證券股份有限公司 債券部專業經理

Wan-Hsiu Cheng

Department of Finance

Nanhua University

Mei-Ai Cheng

Department of Accounting Information

National Taipei College of Business

Yi-Pin Tzou

Ph. D. student, Department of Banking and Finance

TamKang University

Hui-Chun Chi

Assistant Vice President Fixed Income Div.

Sinopac Securities Corp.

摘 要

本文以美國西德州中級原油現貨、期貨與原油相關產業指數為標的，運用厚尾分配之跳躍模型，探討現貨、期貨及產業指數之波動性。實證結果發現，以厚尾分配進行估計是恰當的，尤其針對厚尾情形較顯著之期貨及相關產業股價指數報酬率而言，單以常態跳躍模型估計並不足以描述其波動行為。再者，原油現貨、原油期貨及產業指數報酬率之跳躍多為反映負面消息之衝擊，但其受到異常消息之衝擊隨時間而遞減。最後，在重大事件的影響方面，911事件對三個市場的衝擊大於美伊戰爭之衝擊，其分別對產業指數及原油現貨之衝擊最為直接且強烈。

關鍵詞：原油、厚尾分配、跳躍、波動

ABSTRACT

This paper investigates the volatility for the West Texas Intermediate (WTI) crude oil spot, futures and the relative industry indexes using jump model with heavy tail distribution. The empirical results show that the assumption of heavy tail distribution is necessary in volatility estimation, especially for the futures and industry indexes with significant features of heavy tail. The original jump model with normal distribution cannot capture the behavior of volatility for futures and industry indexes. Moreover, the jumps in these three assets reflect the bad news shocks and the shocks decreases along with time. Finally, in the periods of greater events, the shock of 911 event is stronger than the Iraq war, and the strongest shock occurred in industry indexes and crude oil spot, respectively.

Keywords: Crude oil, Heavy tail distribution, Jump, Volatility

壹、緒論

石油工業係以原油及天然氣為核心，石油化學工業從上游基本原料的生產到下游加工品的製造，與現代之食、衣、住、行各方面息息相關，由此可見其工業規模的廣泛。本質上，石油工業屬於燃料與原料的基礎建設，其體系的良莠直接影響到投資環

境的優劣。近兩年的油價走勢受多種因素衝擊，包括政治、戰爭、市場炒作等人為因素，以及自然災害或突發事故等非人為因素，使油價節節高升。油價自相對平穩的 2002 年後大幅波動，直接影響原油價格的事件包含 2002 年產油大國委內瑞拉石油界的工人罷工，2003 年產油大國伊拉克戰爭，2004 年石油消費大國中國的石油飢渴，以及中國國家海洋石油公司的海外高價收購油公司，2005 年美國卡崔娜颶風襲擊佛羅里達州，隨之紐約市場原油價格大幅上揚，創下每桶 70.90 美元的歷史紀錄，以及 2006 年美國阿拉斯加的輸油管道事故導致英國石油公司宣佈普拉德霍灣油田將全面停產等。諸多事件均將油價持續地吹向高點，導致油價履履創新高。而油價對各國經濟產生不同程度的影響，除工業外也影響民生需求，因為油價的高漲將使得通貨膨脹上升，進而增加央行升息的壓力，而使得國內投資減少，最後將降低經濟成長率 (Guo & Kliesen, 2005)。原油的重要性，無與倫比，而由於近年來油價大幅波動，引起世界各國經濟成長減緩疑慮及通貨膨脹的隱憂，油價的波動在金融市場已成爲各項投資注目的焦點，而如何能正確衡量也是研究重點。

整理過去相關研究，發現許多學者研究的重心皆在於油價對於總體經濟的衝擊。根據古典供給面經濟學的理论，能源使用的變動透過產出的變化，將影響就業。能源爲生產的基本投入之一，當能源價格的上漲會導致產出成長減緩，進一步使得實質工資成長率降低，造成失業率增加 (如：Mork, Olsen, & Mysen, 1994；Brown & Yucel, 2002)。Cunado and Gracia (2003) 提出油價與總體變數間可能存在共整合現象之觀點，針對歐洲多個國家資料分析，研究顯示油價的變動對多國間的通貨膨脹與產出影響並不相同，換言之，國際油價的變動，對於世界上其他國家總體經濟的影響情形，不見得會與以美國資料所研究的結果獲得相同的結論。另外，油價對金融市場與股票市場的影響方面亦是多有探討，認爲油價與油價的波動在股票的報酬上扮演著重要的角色，不管在美國市場、歐洲市場或其餘新興國家皆然 (如 Sadorsky, 1999；Maghyereh, 2004 等)。Manning (1991) 以倫敦上市的石油公司爲例，應用了石油公司股價、市場大盤以及油價爲變數，探討是否存在效率市場的特性，其分析發現，油價的上漲有利於石油公司股票增值，且此效果在探勘公司更勝於整合型公司。Sakellaris (1997) 使用典型的資本模型考慮在不同年度下從事投資之結果，樣本採用能源價格與美國四種製造業之間的關係，結果顯示在第一次能源危機時公司的收益率與股票市值明顯受到影響，但第二次影響則較不嚴重。Papapetrou (2001) 探討希臘油價的變動對實質經濟活動及股價的影響，顯示油價變動在影響經濟活動上扮演一個重要的角色，油價上揚在產業生產上有著立即的負面影響，及降低股票的實質報酬。Hammoudeh and Li (2005) 研究發現原油價格的成長將領導原油輸出國及美國原油敏感性產業的股票報酬，且以美國原油產業最具敏感性。此結果亦指出忽略全球資本市場之趨勢下，投資者檢視系統性風險較原油敏感性產業定價報酬之影響更爲重要。

亦有文獻將原油期貨市場併入考量，一併探討原油現貨與期貨或產業股價之關係。諸如 Silvapulle and Moosa (1999) 探討以原油市場證明現貨和期貨價格之間的關係，若以線性因果測試可得知期貨價格主導現貨價格，但在非線性因果測試下，則顯示出對於新資訊出現時，期貨市場與現貨市場有著同時的反應。Hammoudeh and Aleisa (2004) 探討 GCC 會員國的股市指數與 NYMEX 石油期貨交易二者間的動態關係，實證發現僅有沙烏地指數能夠藉 NYMEX 的石油期貨來預測。Hammoudeh, Dibooglu, and Aleisa (2004) 以美國 S&P 500 中有關的石油股價指數、WTI 原油現貨價格與 NYMEX 一至四個月到期的原油期貨價格為標的，探討其相關性，其研究發現，原油產業股價指數無法解釋原油期貨的變動，但原油期貨的變動可以解釋探勘、煉油相關原油公司的股價波動。Sadorsky (2000) 探討匯率與能源期貨價格間的關係，實證顯示原油、熱燃油與無鉛汽油的期貨價格與匯率交易權重指數間具有共整合關係，重要地顯示出此四個變數間存在長期的均衡關係，且長短期皆存在因果關係，並支持原油期貨價格將會受匯率所傳遞的外生衝擊所影響。

然上述文章皆假設資產報酬率服從連續的擴散隨機過程，並不適用於解釋資產報酬上可能存在著間斷性的改變，但觀察油價變化，不連續的跳躍是既存現象，Jorion (1988) 曾指出忽略了跳躍的異常波動特性，在估計與預測上將產生偏誤 (Johannes, 2003; Ahn, Dittmar, & Gallant, 2002)。因此，本文採用 Chan and Maheu (2002) 提出之 ARJI (Autoregressive Conditional Jump Intensity Model) 模型，結合一般 GARCH 模型及跳躍-擴散模型，並進一步將跳躍強度設定為 ARMA 過程，隨時間而變動，改善傳統的連續估計模型。再者，為能正確衡量資產報酬率之行爲，本文將 Chan and Maheu (2002) 所設定之常態分配修正為厚尾分配，對於波動性的估計能提供了更適切的描述，在跳躍強度與資產報酬的分配上作彈性的設定，期更能反應股價報酬行爲對於重大事件期間的動態過程。在標的物之選取上，因西德州原油於美國中西部為提煉成其他石油產品的主要產區，可提煉出較高比例汽油的輕甜原油，適用提煉日常生活汽油和燃油之用的原油。且由於西德州中級原油是全球第一大汽油消耗國-美國的主要用油來源，故其現貨及期貨交易最具世界規模代表性，因此全球普遍以其價格的漲跌為油價觀察指標。另外，Hammoudeh et al. (2004) 提及投資者在原油高波動期間，可選擇原油產業股價指數內之公司做為投資標的以配適其波動大小。故本文以美國西德州中級原油現貨、西德州中級原油期貨與原油相關產業指數¹為標的，運用厚尾分配之 ARJI 模型，探討現貨對期貨及產業指數之關係及其波動性，進一步依據 Bai and Perron (2003) 之研究，選出內生結構點，分析不同區間跳躍行爲之差異性，最後，再分析國際重大事件之衝擊影響。總論之，原油現貨、原油期貨與原油相關產業股價指數對於事件發生的反應的確存在著一定程度的相關性，但如何掌握其連動，將影響投資人之操作及避險，正確的估計波動性衝擊，將可創造最大利潤。本文架構如下：

第二節為研究方法，第三節為資料來源與實證結果分析，最後一節為結論。

貳、研究方法

一、厚尾分配

由 Engle (1982) 提出之 ARCH 模型，可以有效的描繪出報酬率的波動性具有群聚的現象。一般化 ARCH (p) 模型可以以下列方程式表達：

$$X_t = Z_t \sqrt{a + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i}^2} \quad (1)$$

其中， X_t 為金融資產報酬率的時間序列，原始假設誤差項 Z_t 為 i.i.d. 且服從標準常態分配。但當式(1)中的誤差項 Z_t 具有厚尾性質時，常態分配的設定將產生偏誤。因此，參考 Bollerslev, Chou, and Kroner (1992)、Shephard (1996) 與 Politis (2004) 等文獻，考量具有高階動差（例如峰態）的 Z_t 序列，將 ARCH (p) 做進一步修正，則

$$X_t = u_t \sqrt{a + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i}^2} \quad (2)$$

其中 $u_t = \frac{W_t}{\sqrt{1 - a_0 W_t^2}}$ 。以上式子看起來與傳統 ARCH (p) 模型的形式相同，其中差異在於 u_t 並非完全服從標準常態分配。由於 u_t 為 W_t 的函數，求得 u_t 之分配前要先求得 W_t 的分配。假設 W_t 為 i.i.d. 且服從下列分配：

$$\frac{\phi(x) \{ |x| \leq C_0 \}}{\int_{-C_0}^{C_0} \phi(y) dy} \quad \text{for all } x \in \mathbb{R} \quad (3)$$

其中 ϕ 為標準常態分配的機率密度函數， $C_0 = \frac{1}{\sqrt{a_0}}$ 。由式(2)可推得

$$W_t = \frac{X_t}{\sqrt{a + a_0 X_t^2 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i}^2}} \quad (4)$$

其型態參數之上下限範圍算法為將式(4)平方並取倒數可以得到：

$$\frac{1}{W_t^2} = \frac{a + a_0 X_t^2 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i}^2}{X_t^2} \quad (5)$$

由於 a, a_1, a_2, \dots, a_p 為非負實數，因此 $\frac{1}{W_t^2} \geq a_0$ ，亦即：

$$\frac{1}{W_t^2} = \frac{a + a_0 X_t^2 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i}^2}{X_t^2} \geq a_0 \quad (6)$$

故可得知 $-\frac{1}{\sqrt{a_0}} \leq W_t \leq \frac{1}{\sqrt{a_0}}$ 。 W_t 的機率密度函數範圍並非如同標準常態分配介於 $\pm\infty$ 之間，而是具有邊界，介於 $-\frac{1}{\sqrt{a_0}} \leq W_t \leq \frac{1}{\sqrt{a_0}}$ 間。當 a_0 很小的時候， W_t 會趨近於常態分配。

因此 u_t 使得式(2)的 ARCH 模型服從 $f(u; a_0)$ 分配，即：

$$f(u; a_0) = \frac{(1 + a_0 u^2)^{-\frac{3}{2}}}{\sqrt{2\pi} (\phi(1/\sqrt{a_0}) - \phi(-1/\sqrt{a_0}))} \exp\left(-\frac{u^2}{2(1 + a_0 u^2)}\right) \quad \text{for all } u \in \mathbb{R} \quad (7)$$

本文即以式(7)來描述 ARCH 模型殘差的分配，透過(7)式可以知道，當 $u \rightarrow \infty$ 時， $f(u; a_0, 0, 1) \rightarrow 0$ ，與自由度為 2 的 t 分配相同。儘管如此，因為彼此的常數項明顯不同， $f(u; a_0)$ 分配的尾部依然比自由度為 2 的 t 分配要薄很多，特別是當常數項 $c(a_0)$ 比較小的時候更為明顯。非負係數 a_0 描繪了分配的外型，表示分配的厚尾程度，當外型參數 a_0 愈大時，厚尾程度越顯著，而當 $a_0 \rightarrow 0$ 時， $f(u; a_0) \rightarrow \phi(u)$ 。

二、厚尾分配之 ARJI 模型 (Autoregressive Conditional Jump Intensity Model with Heavy Tail Distribution)

傳統對資產報酬率假設其服從連續的擴散隨機過程，可表示為：

$$dP_t/P_t = \mu dt + \sigma dZ_t \quad (8)$$

其中 P_t 為資產價格， dP_t/P_t 為資產瞬間的報酬率， μ 、 σ 分別為資產瞬間的平均數和標準差， dZ_t 為一標準化的韋那過程 (Wiener process)。並假設資產報酬率 dP_t/P_t 服從平均數為 μ 、標準差為 σ 的常態分配。

若將資產報酬率具有不連續的跳躍納入考慮，並假設報酬率的行為服從一離散的波氏跳躍擴散隨機過程，如下式：

$$dP_t/P_t = \mu dt + \sigma dZ_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k} \quad (9)$$

其中， N_t 為控制跳躍次數的離散計數過程，且服從一參數隨時間變動的波氏分配 (Poisson distribution)，即 $N_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$ ，假設與 dZ_t 獨立，其中，參數 λ_t 為波氏分配的參數且 $\lambda_t > 0$ ，代表單位時間 $[t, t + dt]$ 內因為非正常資訊所產生的跳躍次數之均值，稱為跳躍強度 (jump intensity)，其跳躍次數為 $\lambda_t dt$ 。因此當 $N_t = j$ 時，代表假設資產在單位時間內有 j 次跳躍，其發生之機率為

$$P(N_t = j | \Omega_{t-1}) = \frac{e^{-\lambda_t} \lambda_t^j}{j!} \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad (10)$$

而 $N_t = 0$ 表示該期間無跳躍產生。 $\pi_{t,k}$ 為反映市場非正常資訊所造成資產報酬之瞬時跳躍幅度，稱為跳躍大小 (jump size)，且其服從一平均數 θ_t 、標準差 δ_t 的常態分配，即 $\pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2)$ 。

Bates (1991) 認為市場跳躍的機率可能會隨著時間而改變，所以在近年的研究方向均將跳躍的機率和跳躍大小所屬分配中的參數，設定為具有隨時間變動的特性，如 Das (1998) 和 Fortune (1999) 使用虛擬變數將跳躍強度設定為會隨時間而改變。本研究採用 Chan and Maheu (2002)，將條件跳躍強度設定為 ARMA 過程，並且考慮資產報酬率的 GARCH 效果，將此模型稱為 ARJI (AutoRegressive Jump Intensity)。以

式(9)為依據，將資產報酬率的行為設定如下：

$$R_t = \mu + \mu_1 R_{t-1} + \mu_2 Spot_{t-1} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k}$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

$$Z_t \sim f(u; a_0), \pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2), N_t \sim Poisson(\lambda_t dt) \quad (11)$$

其中， R_t 為資產報酬率， R_{t-1} 則為其自我落後項， $Spot_{t-1}$ 為前期原油現貨報酬率。誤差項 $\varepsilon_t = R_t - \mu - \mu_1 R_{t-1} - \mu_2 Spot_{t-1}$ 。 $\pi_{t,k}$ 為跳躍大小，其平均數為 θ_t ，標準差為 δ_t 。 N_t 為服從波氏分配跳躍次數，即 $N_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$ ，跳躍強度 $\lambda_t \equiv E[N_t | \Omega_{t-1}]$ ，表示在前期所有資訊集合下 (Ω_{t-1})，隨時間變動的跳躍次數條件期望值，本文將之設定為服從一內生的 ARMA (1,1) 過程，表示如下：

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \xi_{t-1} \quad (12)$$

其中 ξ_t 為理性預測誤差，即 $E(N_t | \Omega_t) - E(N_t | \Omega_{t-1})$ 。

設定一機率密度函數 $f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1})$ ，表示發生 j 次跳躍與 Ω_{t-1} 訊息集合下之報酬率機率密度函數，利用貝氏準則，Chan and Maheu (2002) 推得於時間 t 發生 j 次跳躍之事後條件機率，表示如下：

$$P(N_t = j | \Omega_t) = \frac{f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1}) \cdot P(N_t = j | \Omega_{t-1})}{P(R_t | \Omega_{t-1})}, \quad j = 0, 1, 2, 3 \dots \quad (13)$$

因此，報酬率的條件機率為：

$$P(R_t | \Omega_{t-1}) = \sum_{j=0}^{\infty} f(R_t | N_t = j, \Omega_{t-1}) \cdot P(N_t = j | \Omega_{t-1}) \quad (14)$$

而在 j 個跳躍下，條件報酬率之厚尾分配條件機率密度函數可表示為：

$$f(R_t|N_t = j, \Omega_{t-1}; \Psi) = \frac{(1 + a_0 u^2)^{\frac{3}{2}}}{\sqrt{2\pi} \left(\phi\left(\frac{1}{\sqrt{a_0}}\right) - \phi\left(-\frac{1}{\sqrt{a_0}}\right) \right)} \exp\left(-\frac{u^2}{2(1 + a_0 u^2)}\right) \quad (15)$$

其中，誤差項 $\varepsilon_t = R_t - \mu - \mu_1 R_{t-1} - \mu_2 Spot_{t-1}$ ，而非負係數 a_0 代表分配的厚尾程度，其餘設定同式(7)。本文進一步以最大概似法 (Maximum likelihood estimation, MLE) 進行估計，而對數概似函數可表示為：

$$L(\Psi) = \sum_{t=1}^T \log P(R_t | \Omega_{t-1}; \Psi) \quad (16)$$

其中， $\Psi = (\mu, \mu_1, \mu_2, \omega, \alpha, \beta, \theta, \delta, \lambda_0, \rho, \gamma, a_0)$ 為待估參數向量。

參、實證結果與分析

一、資料來源與處理

本文樣本資料為西德州中級原油現貨、西德州中級原油期貨及原油相關產業股價指數等三時間序列。樣本期間自 1999 年 1 月 1 日到 2006 年 10 月 31 日，其中若任一序列資料當日無交易時，其餘相對資料皆予以刪除，總計共 1,954 筆日資料，圖 1 為三者之原始價格走勢圖。資料來源為彭博資訊 (Bloomberg)。本研究利用各資產每日收盤價來計算對數報酬率，即：

$$R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100 \quad (14)$$

其中， R_t 為第 t 期資產日報酬率， P_t 為第 t 期資產的收盤價， P_{t-1} 為第 $t-1$ 期資產的收盤價。

二、基本敘述統計

表 1 列出了原油現貨、原油期貨及產業指數等三者報酬率之基本統計量。由表中發現，原油現貨與期貨報酬率之基本統計量相似，其平均數為 0.0809 與 0.0811，標準差為 2.4255 與 2.3500，而產業指數報酬率之平均值與標準差分別為 0.0449 與 1.5698，

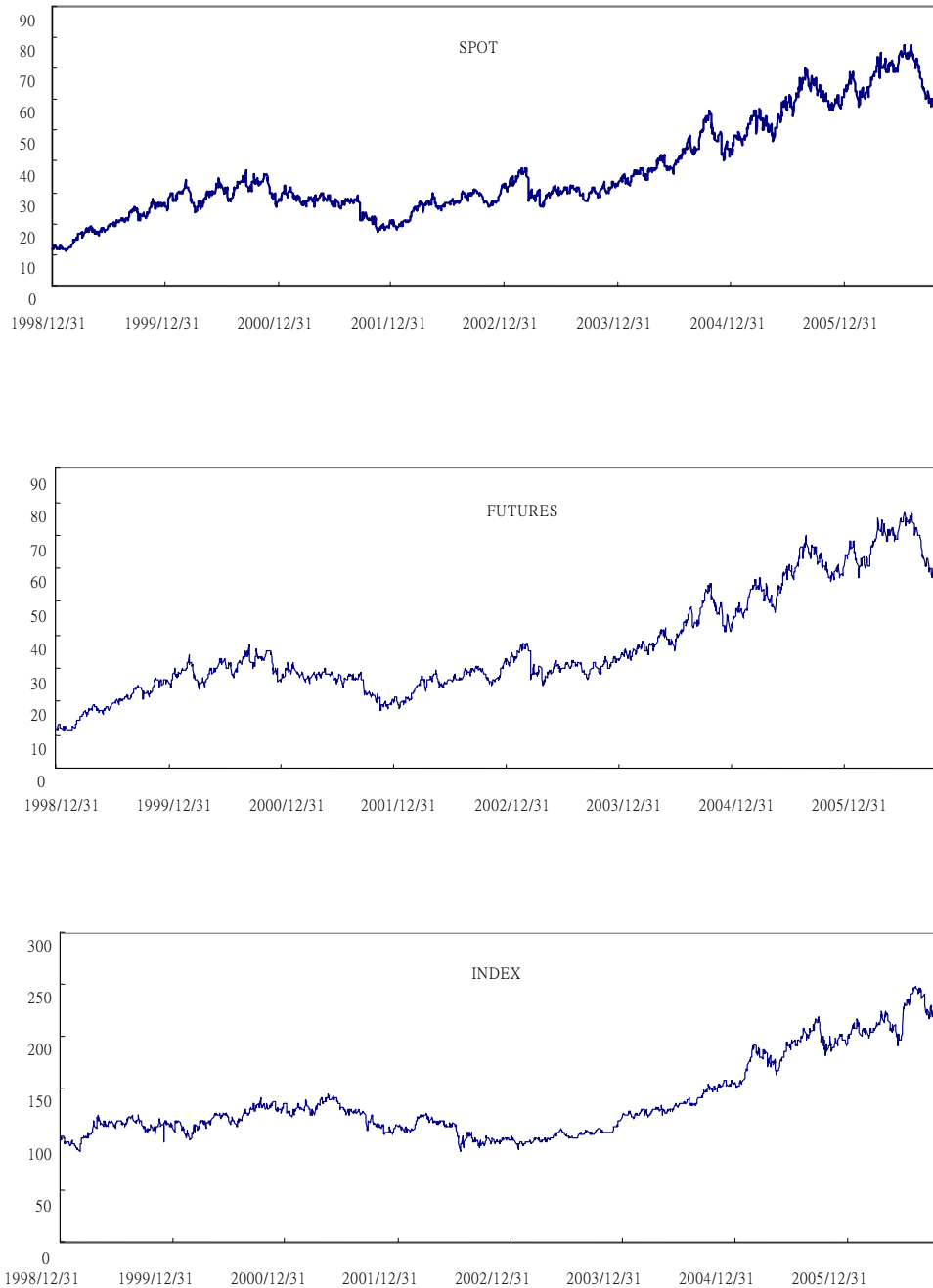


圖 1 西德州中級原油現貨 (SPOT)、西德州中級原油期貨 (FUTURES) 與原油相關產業股價指數 (INDEX) 之原始序列

表1 報酬率基本統計量

	原油現貨	原油期貨	產業指數
平均數	0.0809	0.0811	0.0449
標準差	2.4255	2.3500	1.5698
最大值	9.8748	8.1129	16.4509
最小值	-16.5514	-16.5445	-14.8427
偏態係數	-0.4958***	-0.5574***	0.1844***
超額峰態係數	2.5538***	2.7501***	11.6603***
JB	611.0513***	716.9724***	11080.6865***

附註：***表示 1%的顯著水準。JB 代表 Jarque-Bera 之常態分配檢定統計量。超額峰態係數為峰態係數扣除 3 後之係數值。

顯見產業指數報酬率之波動相對較為平緩。另外，在偏態係數方面，原油現貨及期貨報酬率皆呈現顯著左偏，而產業指數報酬率則呈現顯著右偏之情形；而三者之超額峰態係數皆在 1%顯著水準下顯著大於零，顯示皆存在有高狹峰之特質。以上異於常態的結果，亦可由 Jarque-Bera 常態檢定結果獲得印證。因此，本文進一步採用厚尾分配對三資產報酬率進行分析研究。

三、厚尾 ARJI 模型之實證結果

本文以厚尾分配之 ARJI 模型來探討原油現貨報酬率對原油期貨與原油相關產業股價指數報酬率之影響，將實證結果整理於表 2 之 Part A。首先觀察原油現貨、原油期貨及產業指數報酬率之條件變異數參數估計值，其 $\alpha + \beta$ 分別為 0.9658、0.9641 及 0.9608，皆呈現小於 1 之情形，符合 GARCH 模型的穩定條件。再者，由標準化誤差項及其平方項之 Linug-Box Q 統計量無顯著皆呈現不顯著之結果，表示誤差項序列無相關序列，模型估計結果合適。而在厚尾估計值 (A) 方面，僅相關產業股價指數之厚尾分配估計值顯著大於 0，表示產業指數報酬率不應單以常態跳躍模型估計；然原油現貨與期貨之厚尾估計係數呈不顯著情形，顯示在原始常態跳躍模型下已足以捕捉其波動行為。此結果與表 1 之敘述統計量相對應，上表中顯示原油現貨與期貨之超額峰態係數較產業股價指數低，其厚尾情形不若產業股價指數，跳躍模型即可捕捉其特性。進一步分析係數，在平均數方程式方面，除原油期貨報酬率與自我落後期 (μ_1) 成顯著正相關外，其餘兩者皆呈現顯著負相關，表示原油期貨前期報酬率對本期報酬率存在正向衝擊，而原油現貨與相關產業股價指數之前期報酬率對本期報酬率存在負向衝擊。另外，在現貨報酬率之衝擊方面 (μ_2)，發現現貨報酬對期貨報酬呈負向影響 (-0.0701)，但對產業指數報酬呈正向影響 (0.0341)，代表前期現貨價格上揚，將

表2 ARJI 模型估計與檢定

Part A. ARJI 模型參數估計結果			
	原油現貨	原油期貨	產業指數
μ	0.2791 ***	0.2618 ***	0.1682 ***
μ_1	-0.0238	0.0536 ***	-0.0595 ***
μ_2		-0.0701 ***	0.0341 ***
ω	0.1063 ***	0.1141 ***	0.0335 ***
α	0.0222 ***	0.0205 ***	0.0626 ***
β	0.9433 ***	0.9438 ***	0.8982 ***
θ	-1.5001 ***	-1.4418 ***	-1.7465 ***
δ^2	8.7499 ***	9.3300 ***	0.2146 ***
λ_0	0.0980 ***	0.0567 ***	0.0597 ***
ρ	0.2695 ***	0.5654 ***	0.1546 ***
γ	0.5562 ***	0.4083 ***	0.3820 ***
a_0	0.0124	0.0097	0.0492 ***
Q (12)	13.9495	13.8220	11.3606
Q ² (12)	8.5124	7.3890	11.7082
對數概似函數值	-4419.1463	-4412.4629	-3420.2397
Part B. 擴散-跳躍聯合過程的基本統計量			
總變異數	5.63341	5.64213	2.06243
跳躍過程比重%	25.58%	26.04%	13.92%
GARCH比重%	74.42%	73.96%	86.08%

註：*、**、***分別代表10%、5%與1%的顯著水準。Q (12)、Q² (12)表示誤差序列與其平方序列落後12期之Ljung-Box Q統計量。

帶動產業指數上揚，但期貨價格將呈現走低趨勢。

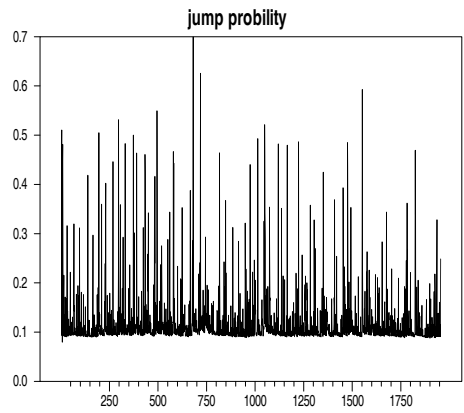
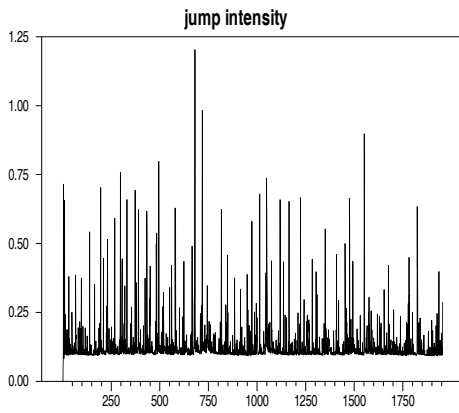
在跳躍參數部分，首先分析跳躍平均數 (θ) 與變異數 (δ^2)，結果發現原油現貨、原油期貨及產業指數報酬率之平均數分別為-1.5001、-1.4418 及-1.7465，皆在 1% 顯著水準下顯著為負；而三者之變異數分別為 8.7499、9.3300 及 0.2146，皆在 5% 顯著水準下顯著，其實證結果顯示產業指數之變異數相對較小，而原油期貨較現貨波動

性之變異數大，由此反應相對趨勢較為平緩之產業指數跳躍波動行為較不敏感，而相對波動較大之原油現貨與期貨則顯著存在由異常資訊所造成之瞬間跳躍行為，且多為反映負面消息之衝擊。再者，在跳躍頻率（ λ ）部分，三者均顯示跳躍頻率隨時間波動，尤其與前期跳躍頻率成顯著正相關（ ρ ），代表叢聚現象；然在跳躍頻率與前期預測誤差（ γ ）之關連性方面，皆存在顯著正相關。圖 2 繪出原油現貨、原油期貨及產業指數報酬率之跳躍頻率與跳躍機率，均明顯存在隨時間改變特性。綜合上述，顯見不連續跳躍過程是影響報酬不可忽視的重要因素，尤其對波動相對敏感之原油現貨與期貨報酬率而言。

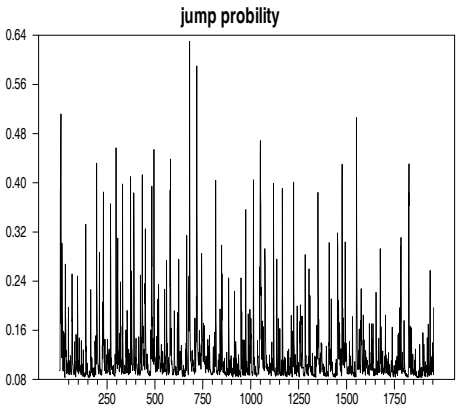
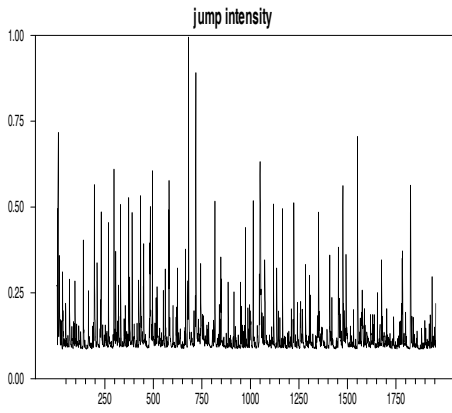
本文採用 Nimalendran (1994) 所提出之總變異數計算方式，即為 $h_t + \lambda_t(\theta^2 + \delta^2)$ ，分別估算 GARCH 條件變異數（ h_t ）與跳躍過程變異數（ $\lambda_t(\theta^2 + \delta^2)$ ）之比例，藉由此比例進而瞭解波動對於異常訊息反應的程度大小，結果整理於表 2 Part B。由表中得知，原油現貨、原油期貨及產業指數報酬率由跳躍過程所引發的變異佔整體變異的比重介於 7.19% 至 25.58%，其中以產業指數報酬率之比重最低，原油期貨居次，原油現貨之比重最高，達 25.58%，由跳躍過程比重可知跳躍風險於整體變異佔有一定的比重，由此可瞭解跳躍風險是應重視的因素，其改善傳統的連續估計，且能正確衡量資產報酬率之行為，對於波動性能提供了更適切之描述，在跳躍波動與資產報酬更能反應股價報酬行為對於重大事件期間的動態過程。

四、結構性轉折點之分析

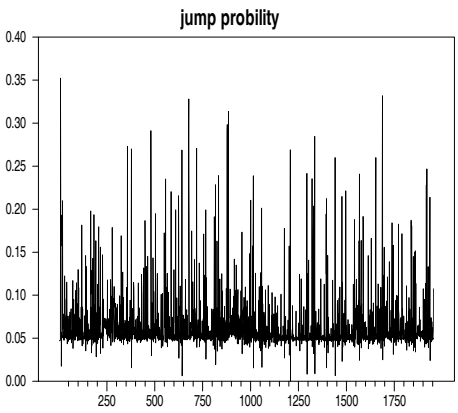
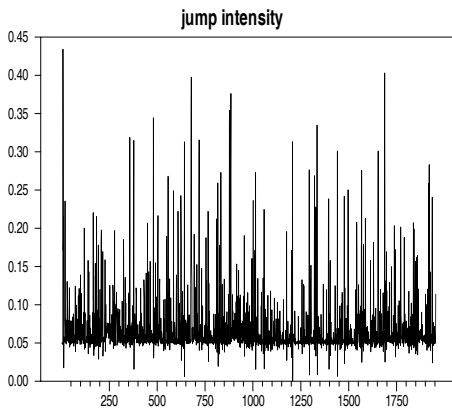
本文進一步採用 Bai and Perron (2003) 之研究選取內生結構轉折點，分析不同區間之跳躍頻率與跳躍機率之差異，結果列於表 3。依據 Bates (1991) 之觀點，認為市場跳躍的機率可能會隨著時間而改變，因此將跳躍的機率和跳躍大小所屬分配中的參數，均設定為具有隨時間變動的特性，而表 3 即是在分析不同區間之跳躍頻率與跳躍機率差異。Bai and Perron (2003) 所估計出之內生結構轉折點之意義在於區分均數不同的兩段期間，針對其發生跳躍頻率與機率的差異性進行分析，藉此瞭解在不同背景因素下，市場面臨非預期事件衝擊之反應程度是否因此產生差異。而本文所估計出之結構點為 2004/6/25，由圖 1 之趨勢圖可以發現此時點恰為原油市場之起漲點，因此將兩區間分別稱為「上漲前」與「上漲後」，而上漲前為 1999/1/1 至 2004/6/25，共計 1366 筆資料，上漲後為 2004/6/28 至 2006/10/31，共計 588 筆資料。本文並再進一步分別算出兩區間之平均跳躍頻率與跳躍機率，並以統計檢定驗證兩區間在面臨市場衝擊時之反應程度差異。其結果顯示原油現貨、原油期貨在上漲前之平均跳躍頻率與機率都較上漲後顯著為大，顯示當油價長期處於上揚走勢時，市場受到異常消息之衝擊程度較低，反之，當原油價格處於相對平緩之區間，市場受到異常消息之衝擊程度則



原油現貨跳躍頻率及機率



原油期貨跳躍頻率及機率



產業指數跳躍頻率及機率

圖2 原油現貨、期貨與產業指數報酬率之跳躍頻率及機率

表 3 上漲前、後之平均跳躍頻率與跳躍機率

	原油現貨	原油期貨	產業指數
Part A. 跳躍頻率			
上漲前 平均數	0.1372	0.1353	0.0715
標準差	0.0982	0.0851	0.0455
上漲後 平均數	0.1272	0.1220	0.0695
標準差	0.0730	0.0627	0.0431
Part B. 跳躍機率			
上漲前 平均數	0.1246	0.1234	0.0681
標準差	0.0696	0.0633	0.0390
上漲後 平均數	0.1174	0.1132	0.0663
標準差	0.0541	0.0485	0.0374
Part C. 上漲前後之差異性			
跳躍頻率	2.4913 ^{***}	3.8426 ^{***}	0.9254
跳躍機率	2.4670 ^{***}	3.8749 ^{***}	0.9636

註：***分別代表T檢定統計量於1%的顯著水準。

相對升高。此結果明顯反映出市場參與者之心態，即當油價處於相對平緩波動時期，市場面對異常資訊之衝擊較無心理準備，其所產生之衝擊自然相對提昇，相反的，當油價處於不斷攀升的期間，市場參與者對於衝擊則相對有心理準備及適當的調適方法，因此，其衝擊反應程度相對較低。至於產業指數於上漲前後則無顯著之差異性。

五、重大事件影響

本文針對兩個與美國市場重大相關的國際事件進行分析，藉以瞭解原油現貨、原油期貨及產業指數報酬所受到的衝擊。兩事件簡述如下：

1. 美國 911 事件：2001 年 9 月 11 日美國遭受最嚴重的恐怖攻擊，當天的恐怖襲擊對美國產生了巨大且即時的影響，世界各國也連帶受到嚴重的衝擊。事件發生後美國市場即停止交易，因此本文探討期間取自恢復交易後兩星期，即 2001 年 9 月 17 日至 2001 年 9 月 28 日。

2. 美伊戰爭：2003 年 3 月 20 日伊拉克當地時間凌晨 5:30，美國對伊首都巴格達發出三輪空襲，美伊正式開戰。樣本期間取自開戰後一週，即 2003 年 3 月 20 日至 2003 年 4 月 11 日為止。

由表 4 得知，突如其來的 911 事件對三個市場的衝擊較大，其中以原油期貨受衝擊幅度最為直接，為 0.3199，其事件並非對原油產業直接衝擊，而是對於敏感地原油價格造成影響，因此原油現貨與期貨之跳躍頻率相對較強，分別為 0.2992 與 0.3199，此顯示出在期貨較現貨受衝擊之波動敏感性大，即資訊的傳遞效果方面，期貨是較具敏感性。相較而言，美伊戰爭的衝擊反應程度不若 911 事件，因市場對於戰爭事件已具有受衝擊之準備。而由於發生地點在產油區，又原油期貨為現貨之領先指標，因此原油期貨對於戰爭事件的敏感性相對較高，其跳躍最為強烈，達 0.2461，其次依序為原油現貨與產業指數報酬率。由此顯見跳躍模型合理反應重大事件所造成之衝擊。

肆、結論

本文以美國西德州中級原油現貨、期貨與原油相關產業指數為標的，運用厚尾分配之 ARJI 模型，探討現貨對期貨及產業指數之關係及波動性，並進一步選取內生結構點，分析不同區間跳躍行為之差異性。最後，本文選取兩個國際重大事件，分析其對三市場波動性之衝擊影響。實證結果發現，本文採用較常態分配更彈性之厚尾分配進行估計，相關產業股價指數之厚尾分配估計值顯著大於 0，表示單以常態跳躍模型估計並不足以描述其波動行為，然相對於原油現貨與期貨報酬率，其超額峰態係數較低，厚尾情形不若相關產業股價指數，因此，採用原始常態跳躍模型下已足以捕捉其波動行為。再者，現貨報酬對期貨報酬呈負向影響，但對產業指數報酬呈正向影響，代表前期現貨價格上揚，將帶動產業指數上揚，但期貨價格將呈現走低趨勢。在跳躍參數部分，原油現貨、原油期貨及產業指數報酬率之平均數皆顯著為負，代表跳躍多為反映負面消息之衝擊。另外，產業指數報酬率由跳躍過程所引發的變異佔整體變異的比重最低，原油現貨居次，原油期貨之比重最高。顯見不連續跳躍過程是影響報酬不可忽視的重要因素，尤其對波動相對敏感之原油現貨與期貨報酬率而言。

在結構點分析方面，發現原油現貨及原油期貨在上漲前之平均跳躍頻率都較上漲後為大。而三者發生跳躍之機率在上漲後皆呈現下滑情形，顯示原油現貨、原油期貨及產業指數受到異常消息之衝擊正隨時間而遞減。最後，在重大事件的影響方面，突如其來的 911 事件對三個市場的衝擊較大，其中以原油期貨受衝擊幅度最為直接，相

表 4 重大事件期間之平均跳躍頻率與跳躍機率

	原油現貨	原油期貨	產業指數
Part A. 跳躍頻率			
資料全期	0.1342	0.1313	0.0709
美國 911 事件	0.2992	0.3199	0.1815
美伊戰爭	0.2086	0.2461	0.0712
Part B. 跳躍機率			
資料全期	0.1224	0.1203	0.0675
美國 911 事件	0.2291	0.2539	0.1592
美伊戰爭	0.1812	0.2085	0.0677

較而言，美伊戰爭的衝擊反應程度不若 911 事件，因市場對於戰爭事件已具有受衝擊之準備，其中原油期貨受到最直接之衝擊，顯見跳躍模型合理反應重大事件所造成之衝擊。總論之，當有非正常事件或與投資人預期不符之現象發生，此時投資部位就會產生跳躍（不連續）現象，本文探討原油現貨、原油期貨與原油相關產業股價指數對於事件發生的反應，無論於波動性與跳躍頻率及機率間，的確存在著一定程度的相關性，且原油相關產業股價指數相對於期貨受衝擊之反應程度較低，顯示投資人在操作與原油股價相關產品或避險時，不可忽視此一關聯性，可利用此一關聯性作為更活潑及靈活的操作手法，即投資者可依其風險程度，從原油相關產業股價指數所組成之公司或原油期貨中選擇投資標的，規避風險，以達投資人本身所能容忍之最大風險程度，進而從中獲取利潤。

註釋

1. Bloomberg 依據美國目前 14 家具領導地位的石油和汽油業者以其市值加權平均編制而成，公司主要業務範圍涵蓋了探勘、開發、生產、提煉、營銷、運輸、石化、發電等等。

參考文獻

1. Ahn, D. H., Dittmar, R., & Gallant, A. R. (2002). Quadratic term structure models: theory and evidence. The Review of Financial Studies, 15, 243-288.
2. Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. Journal of Applied Econometrics, 18, 1-22.
3. Bates, D. S. (1991). The Crash of '87: Was it Expected ? The Evidence From the Option Markets. Journal of Finance, 46, 1009-1044.
4. Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. Journal of Econometrics, 52, 5-59.
5. Brown, P. A., & Yucel, M. K. (2002). Energy price and aggregate economic activity: an interpretative survey. The Quarterly Review of Economics and Finance, 42, 193-208.
6. Chan, W. H., & Maheu, J. M. (2002). Conditional jump dynamics in stock market return. Journal of Business & Economic Statistics, 20, 377-389.
7. Cunado, J., & Gracia, F. P. de. (2003). Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. Energy Economics, 25, 137-154.
8. Das, S. R. (1998). Poisson-gaussian processes and the bond market. Working Paper no. 6631, National Bureau of Economic Research.
9. Engle, R. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation. Econometrica, 50, 987-1008.
10. 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.
11. Guo, H., & Kliesen, K. (2005). Oil price volatility and U. S. macroeconomic activity. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 87(6), 669-683.
12. Hammoudeh, S., & Aleisa, E. (2004). Dynamic relationships among GCC stock markets and NYMEX oil futures. Contemporary Economic Policy, 22(2), 250-269

13. Hammoudeh, S., & Li, H. (2005). Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices. Journal of Economics and Business, *57*, 1-21
14. Hammoudeh, S., Dibooglu, S., & Aleisa, E. (2004). Relationships among U.S. oil prices and oil industry equity indices. International Review of Economics and Finance, *13*, 427-453.
15. Johannes, M. (2003). The statistical and economic role of jumps in continuous-time interest rate models. Journal of Finance, *59*, 227-260.
16. Jorion, P. (1988). On jump processes in the foreign exchange and stock markets. Review of Financial Studies, *1*, 427-445.
17. Maghyereh, A. (2004). Oil price shocks and emerging stock markets: A generalized VAR approach. International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies, *1*(2), from <http://www.usc.es/economet/ijaeqs.htm>.
18. Manning, N. (1991). The UK oil industry: some inferences from the efficient market hypothesis. Scottish Journal of Political Economy, *38*, 324-334.
19. Mork, K. A., Olsen, O., & Mysen, H. T. (1994). Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries. Energy Journal, *15*, 19-35.
20. Nimalendran, M. (1994). Estimating the effects of information surprises and trading on stock returns using a mixed jump- diffusion model. Review of Financial Studies, *7*(3), 451-473.
21. Papapetrou, E. (2001). Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. Energy Economics, *23*, 511-532
22. Politis, N. D. (2004). A Heavy-tailed distribution for ARCH residuals with application to volatility prediction. Annals of Economics and Finance, *5*, 283-298.
23. Sadorsky, P. (1999). Oil price shocks and stock market activity. Energy Economics, *21*, 449-469
24. Sadorsky, P. (2000). The empirical relationship between energy futures prices and exchange rates. Energy Economics, *22*, 253-266.

25. Sakellaris, P. (1997). Irreversible capital and the stock market response to shocks in profitability. International Economic Review, 38(2), 351-380.
26. Shephard, N. (1996). Statistical aspects of ARCH and stochastic volatility. In Time Series Models in Econometrics, Finance and Other Fields (D. R. Cox, D. V. Hinkely, and O. E. Barnodorff-Nielsen, eds.) Chapman and Hall, London, pp. 1-67.
27. Silvapulle, P., & Moosa, I. A. (1999). The relationship between spot and futures prices: Evidence from the crude oil market. The Journal of Futures Markets, 19(2), 175-193.

2007 年 03 月 28 日收稿

2007 年 05 月 31 日初審

2007 年 08 月 06 日複審

2007 年 09 月 21 日接受