

景文學報第十八卷第一期 中華民國九十六年十二月出版 第 127-140 頁

油價波動率對加拿大股票市場報酬之衝擊： 雙門檻-GARCH 模型之應用

洪萬吉

蔡如嵐

嘉南藥理科技大學醫務管理系副教授

嶺東科技大學財務金融所研究生

論文摘要

本文依 Glosten, Jaganathan 與 Runkle (1993) 所提 GJR-GARCH 模型與 Brooks (2001) 所提雙門檻 GARCH 模型之想法，提出一個厚尾分配與雙門檻-GARCH 模型，利用此模型探討油價波動率對加拿大股價指數報酬之波動的影響，且以油價波動率的正負值作為門檻，其研究資料期間是採用 1999 年 1 月 4 日到 2006 年 8 月 31 日的加拿大股價指數與油價的資料。而由實證結果顯示雙門檻-GARCH(1, 1) 模型對探討油價波動率對加拿大股票市場報酬的影響是合適的，且反應出加拿大股票市場具有不對稱效果。而由實證結果也顯示在油價波動率正負值的二種組合之下，油價波動率的信息將會影響加拿大股票市場報酬波動的變異風險，此也反應出雙門檻-GARCH 模型是比傳統之 GARCH 與 GJR-GARCH 模型較具有解釋能力。

關鍵詞：GARCH、GJR-GARCH、不對稱效果、股票市場報酬、雙變數門檻-GARCH。



An Impact of Oil Price Volatility Rates on the Canada Stock Market Returns : An Application of Double Threshold-GARCH Model

Wann-Jyi Horng

Associate Professor, Department of Hospital and Health Care Administration
Chia Nan University of Pharmacy & Science

Ju-Lan Tsai

Graduate Student, Graduate School of Finance
Lung-Ting University

Abstract

This paper follows the ideas of GJR-GARCH model (Glosten, Jaganathan and Runkle, 1993) and double threshold-GRACH model (Brooks, 2001) to propose a heavy-tailed distribution and double threshold-GRACH model, and we use the proposed model to discuss the influence of oil price volatility rate on the Canada stock price index return volatility. We also take the threshold by the oil price volatility rate positive and negative value. In this paper, we use the data of the Canada stock price index and the oil price for the period from January 4, 1999 to August 31, 2006. By the empirical result demonstrates that the AR(1)-double threshold-GRACH(1, 1) model discusses the oil price volatility rate on the Canada stock market return influence and it is appropriate. This result also shows that the Canada stock market has the asymmetrical effects. By the combinations of the oil price volatility rates' positive and negative value, the empirical results also show that the information of the oil price volatility rate can affect the Canada stock market return's volatility, and also respond to the oil price volatility rate can affect the variation risk of the Canada stock market returns' volatility. This results show that the explanatory ability of the double threshold-GARCH model is better than the traditional models of the GARCH and the GJR-GARCH.

Key word : GARCH, GJR-GARCH, asymmetric effect, stock market returns,
double variable's threshold-GARCH.



壹、緒論

石油不僅是我們日常生活中不可獲缺的重要能源，也是經濟發展的關鍵要素，其價格更是影響著經濟成長及股票市場的重要因素。一般而言，石油價格之降低或上升，對股票價格也會隨之上漲或下跌，顯示出石油價格的改變對經濟和股市有著十分密切的關聯。隨著最近幾年來，全球幾次重大的國際事件，如在 1990 年 8 月 2 日伊拉克入侵科威特造成第一次波斯灣危機，導致開戰前 1990 年 7 月 2 日石油價格從原來的每桶 16 元突破至 1990 年 8 月 22 日每桶 30 元近二倍的價格，造成物價上漲，影響經濟的發展，而道瓊工業指數則由 1990 年 7 月 2 日的 2899.3 點下滑至 1990 年 8 月 22 日的 2560.2 點，Nasdaq 指數由 462 點下滑至 374.8 點。

此外，在 2001 年 9 月 11 日美國遭恐怖份子攻擊的九一一事件前，油價均維持在 OPEC 石油產量調整機制設定的合理價位（每桶 22 至 28 美元），9 月 11 日的石油價格每桶 27.65 元，直到九一一事件爆發後幾天，雖然油價曾一度上漲至每桶 29.59 元，但因為國際石油市場深怕全球經濟因而嚴重受挫，而導致石油需求大幅減少，故產油國宣佈暫停啓用石油產量調整機制，未在需求降低時進行減產，使得油價在 2001 年 9 月 26 日降至每桶 22.4 元。而道瓊工業指數則從 9 月 10 日的 9605.5 點，一路下跌至 9 月 26 日的 8567.4，重挫一千一百多點。

又於 2003 年 3 月 18 日美國對伊拉克展開軍事攻擊行動，揭開第二次波斯灣戰爭序幕，由於全球籠罩在美伊戰爭可能開打的陰影下，2003 年 2 月 24 日國際原油價格曾衝破每桶 37 元，而當天美國道瓊工業指數為 7858.24 點。由於有預期戰爭的心理準備，加上戰後石油價格因為伊拉克的主要油田並未遭到嚴重波及，所以在石油市場穩定的供應下，3 月 21 日的石油價格降至每桶 27 美元，而道瓊工業指數 3 月 21 日立刻漲至 8521.97 點，Nasdaq 指數由 1322.38 點上漲至 1421.84 點。

由上述之 1990 年波斯灣危機、2001 年美國九一一事件及 2003 年第二次波斯灣戰爭，導致石油的價格產生劇大的波動，同時也對全球股市帶來相當大的衝擊。面對每一次重大事件的發生均會使得石油價格產生變動，進而影響股市的漲跌，國際的石油價格近年來更是一路飆漲，隨著原油價格持續看漲，陸續有許多石油商目前更致力於非中東地區開採石油，例如加拿大、挪威外海、俄羅斯、美國墨西哥灣等，避免供不應求導致油價狂飆。油價之波動對工業國家可能造成經濟影響，甚至影響該國之股價報酬，對油價之研究可參閱如 Hammoudeh, Dibooglu 與 Aleisa (2004) 之文章。我們知道加拿大是一個政經穩定與福利不錯之國家，且是八大工業國組織(G8)會員國之一，又是世界主要石油輸出國，其年原油加工能力居世界第三位。因此，因此本研究將探討油價波動率對股票市場的影響-以加拿大股票市場為例。

在傳統的計量經濟模型與時間序列模型等財務計量研究方法中，自從學者 Engle (1982) 提出自我迴歸條件異質變異數(autoregressive conditionally heteroscedasticity；簡稱 ARCH) 模型以及 Bollerslev (1986) 的一般化自我迴歸條件異質變異數(generalized autoregressive conditionally heteroscedasticity；簡稱 GARCH) 模型後，此類模型不僅可以捕捉到金融資產的變異數是不固定的特性，並使得模型的設定能更合乎現實的狀況。

由於一般 GARCH 模型設定當期條件變異數為前一期條件變異數與誤差項平方的函數，故誤差項的正負符號對條件變異數的影響已經不存在。因此條件變異數只會隨著誤差項的大小值變動，而不會隨著誤差項的正負符號改變，即表示不論訊息的好壞，對於市場的好壞都具有相同的影響。但是若新訊息對



市場波動具有不對稱影響時，則上述對稱反應的 GARCH 模型將無法反應出正向訊息與負向訊息對波動的不同預測能力，而導致錯誤的推論。因學者 Nelson (1990)對股價變動的研究發現，其負向與正向訊息的衝擊對未來股價的波動有不同的影響；又 Lobo 與 Tufte (1998)也指出金融資產多存在有波動不對稱性之現象，忽略不對稱性效果將會影響到未來波動預測的正確性。為改善此缺失，Nelson (1991)提出所謂的指數型(exponential)GARCH 模型與 Glosten, Jagannathan and Runkle (1993) 提出所謂的 GJR-GARCH 模型，此即所謂的非對性波動資料的 GARCH 模型。對非對性波動資料的研究也可以參閱，例如，Poon 與 Fung (2001), Christie (1982), French, Schwert 與 Stambaugh (1987), Campell 與 Hentschel (1992), Koutmos 與 Booth (1995)及 Koutmos (1996)。

基於油價的動向對全球金融市場的影響力已有日趨升高的跡象，因此本文主要的研究目的是探討油價波動對股票市場的影響-以加拿大股票市場為例，且以油價波動率的正負值當成門檻，並建構雙門檻-GARCH 理論模型及檢驗是否存在不對稱的影響，瞭解對加拿大股市可能造成的衝擊，對模型之隨機誤差項的分配是採用厚尾的 Student's t 分配，且使用最大概似法估計模型之未知參數。本文之組織架構如下：第貳章為資料來源及基本統計量之陳述，第參章為 GARCH 與 GJR-GARCH 模型之介紹，第肆章為實證結果分析及最後一章為結論。

貳、資料來源及基本統計量

一、資料來源

本研究中將探討油價波動是否會影響到加拿大股票市場的股價指數報酬。在樣本的選取上，本研究使用加拿大多倫多 300 股價指數與美國之能源資訊管理(EIA)資料庫的原油每桶的油價為樣本。而我們所選取的樣本期間為 1999 年 1 月 4 日到 2006 年 8 月 31 日，所用的股價指數與油價皆為日資料，而股價指數之資料來源為台灣經濟新報資料庫(TEJ)。

二、基本資料與其走勢圖

本文在分析加拿大股價指數($CANADA_t$)模型時，先將加拿大股價指數資料調整為股價報酬率，報酬率計算方式是採取自然對數的一階差分再乘上 100，即 $RCANADA_t = 100 * [\ln(CANADA_t / CANADA_{t-1})]$ ；油價波動則為每日成交價格 OP_t 的自然對數差分再乘上 100，即 $OPV_t = 100 * [\ln(OP_t / OP_{t-1})]$ 。圖 1 為樣本期間加拿大股價指數與油價走勢圖及加拿大股價指數報酬率與油價波動率的時間走勢圖。



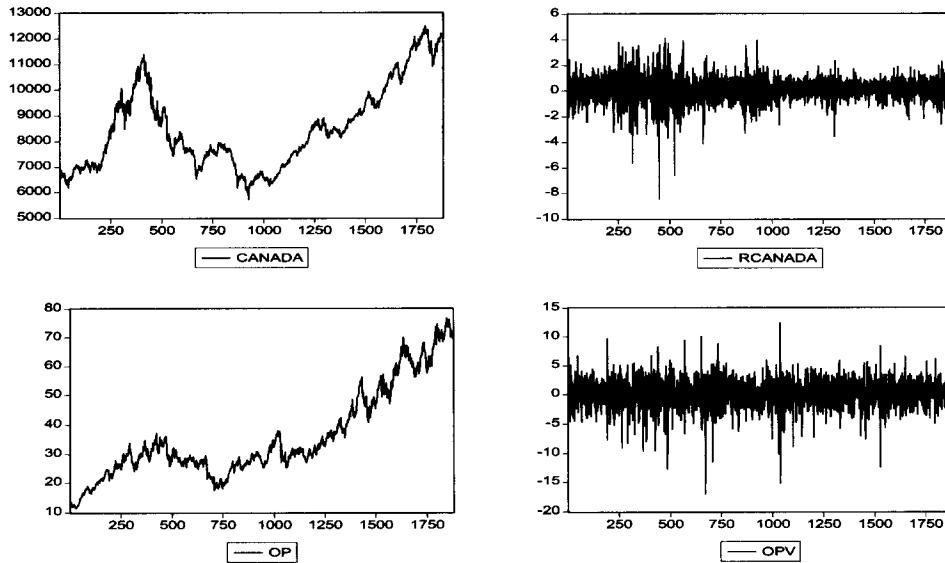


圖 1 加拿大股價指數與油價走勢圖及加拿大股價指數報酬率與油價波動率的走勢圖

三、基本統計量

由文後之 ADF 單根(unit root)檢定得知，加拿大股價指數報酬率與油價波動率為定態序列。因此，可針對加拿大股價指數報酬率與油價波動率進行基本統計分析，其包含了平均數、標準差、峰態係數、偏態係數和常態性檢定，其結果如下表 1。由表 1 可知，加拿大股價指數的平均報酬率為 0.0326 與油價平均波動率為 0.0926。在風險方面，加拿大股票指數報酬率之標準差為 1.0376 與油價波動率之標準差為 2.5035，其中以油價之風險最高。從 Jarque-Bera 統計量來看，在虛無假設為常態下，可以發現加拿大股價指數報酬率與油價波動率並不符合常態分態，且其峰態均大於 3，顯示資料是具有厚尾部的現象。

表 1、基本資料之敘述統計量

統計量	CANADA	RCANADA	OP	OPV
平均數	8503.805	0.032599	35.99591	0.092561
中位數	8194.390	0.054013	30.34000	0.195843
最大值	12487.32	4.081990	76.70000	12.44253
最小值	5695.330	-8.465206	11.38000	-17.09179
標準差	1633.626	1.037633	15.38235	2.503457
偏態係數	0.635165	-0.503838	0.944325	-0.549711
峰態係數	2.429202	7.881486	2.904706	6.739488
J-B	151.5273	1939.927	279.3813	1186.281
(p-值)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
樣本數	1875	1874	1875	1874

註：J-B為Jarque-Bera之常態分配檢定。



參、GARCH 與 GJR-GARCH 模型之介紹

Bollerslev (1986) 根據傳統 ARIMA 模型之想法，將 Engle (1982) 之 ARCH 模型的移動平均部分保留，且又將落後期數的條件變異數(h_{t-1})加入 ARCH 模型中，擴充為一般化自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Model；GARCH)。GARCH 模型允許條件變異數成為過去殘差平方項及過去條件變異數項的函數，使條件變異數成為一個動態結構，同時達到彈性及精簡的目的。其 GARCH(p, q) 之一般模式可假定如下：

$$\begin{aligned} h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}, \\ a_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, h_t), \quad \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \alpha_0 > 0 \\ \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j &< 1, \quad i = 1, 2, \dots, q \text{ 及 } j = 1, 2, \dots, p, \end{aligned} \quad (1)$$

其中 Ω_{t-1} 為從 1 至 $t-1$ 期中之所有可利用資訊的集合； h_t 為受過去 q 期殘差平方及 p 期條件變異數影響之條件變異數； a_t 為隨機干擾項； $(\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q)$ 與 $(\beta_1, \dots, \beta_p)$ 為未知參數； $N(0, h_t)$ 為常態分配，其平均數為 0 與變異數為 h_t 。當 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1$ ，此時之模型又稱為 IGARCH 模型。

由上式可知，GARCH 模型與 ARCH 模型最大的不同在於條件變異數除了受到了前幾期殘差項平方的影響外，同時也受到條件變異數落後期的影響。因此，GARCH 模型比 ARCH 模型更具有一般性的特質，這不僅使得條件變異數的結構設定更具彈性，同時也使得模型的應用更為泛。由 GARCH 模型看來，ARCH 模型僅是 GARCH 模型的特例，即當 $p=0$ ，GARCH(p, q) 模型就恢復成為 ARCH(q) 模型。

GARCH(p, q) 是等價於 ARCH(∞) 模型，其估計之參數的個數大幅減少，但 ARCH、GARCH 的模型不僅要求估計係數必須為正，且不能描述許多金融時間序列資料波動中的非對稱性特徵，為解決此問題，Schwert (1990) 及 Nelson (1991) 提出所謂的指數型 GARCH 模型(簡稱 EGARCH)。與 GARCH 模型相比，EGARCH 模型的優點是在於可以區別好消息與壞消息的不同影響。Glosten, Jaganathan and Runkle (1993) 也提出 GJR-GARCH 模型，此模型與 EGARCH 模型一樣具有區別好消息與壞消息對資料波動的不同影響，其一般式 GJR-GARCH 模型可設定如下：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \eta D_{t-1} a_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}, \quad (2)$$

此處的

$$D_t = \begin{cases} 0, & \text{if } a_t > 0 \\ 1, & \text{if } a_t \leq 0 \end{cases}, \quad (3)$$

其中 $a_t > 0$ 表示好消息， $a_t \leq 0$ 表示壞消息。對於 GJR-GARCH 模型的好消息與壞消息對條件誤差平方項的影響是不一樣的。以 $q = 1$ 為例，當出現好消息時，波動的平方項的係數是 α_1 ；當出現壞消息時，波動的平方項的係數是 $\alpha_1 + \eta$ 。當 $\eta = 0$ 時，條件誤差平方項對衝擊的反應是對稱的，當 $\eta > 0$ 時，條件誤差平方項對衝擊的反應是非對稱的，即此時之效應稱為不對稱效果。

本文之研究是依 Glosten, Jaganathan 與 Runkle (1993) 所提之 GJR-GARCH 模型之想法，提出一個雙



門檻-GARCH 模型探討油價波動率是否對加拿大股價指數報酬率之波動造成影響，且以油價波動率的正負值作為均數與變異方程式之門檻，其模型陳述於下一節。

肆、實證結果分析

一、ADF 檢定

在配適模型前，必須先確定時間序列資料之穩定性，以避免非定態的時間序列資料對於實證結果產生偏誤影響。本文採用一般財務實證文獻中最被廣泛使用的 Augmented Dickey - Fuller (1979；ADF) 單根檢定法進行檢定。ADF 檢定結果列於表 2，結果發現加拿大股價指數與油價均不會拒絕虛無假設，表示序列具有單根，即非定態序列。對加拿大股價指數報酬率與油價波動率而言，結果顯示在 1% 的顯著水準下，皆會拒絕虛無假設，表示序列不存在單根，即為定態序列，則可進行時間序列分析。

表 2、基本資料之 ADF 的單根檢定

類別	CANADA	RCANADA	OP	OPV
統計量	-0.2774	-31.2918*	-0.2695	-32.7557*
臨界值	-3.4336	-2.8629	-2.5675	
(顯著水準)	($\alpha = 1\%$)	($\alpha = 5\%$)	($\alpha = 10\%$)	
(p-值)	(0.9267)	(0.0000)	(0.9268)	(0.0000)

註：*表示在顯著水準 1% 之下是顯著的。

二、ARCH 效果檢定

在本節將進一步檢定資料序列與資料平方序列，是否具有自我相關。實證得知加拿大股價報酬率具有自我迴歸落後期數一階(即 AR(1))之關係，因此本研究在加拿大股價報酬率條件平均數方程式設定上，採取自我迴歸模型(AR)來描述報酬序列的一階自我相關行為且使用最大概似估計法來估計其未知參數。由實證結果得知該模型受油價波動率前七期之影響及干擾項的影響，其模型如下：

$$RCANADA_t = \phi_0 + \phi_1 RCANADA_{t-1} + \phi_2 OPV_{t-7} + a_t, \quad (4)$$

$$a_t = \sqrt{(\nu - 2)h_t / \nu} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim t_\nu(0,1), \quad (5)$$

其中 $t_\nu(0,1)$ 是標準化的 Student's t 分佈與其自由度為 $\nu > 2$ ，其隨機干擾項 a_t 之概似函數 (likelihood function) 與其自然對數之概似函數 (log-likelihood function) 分別為如下：

(一)、概似函數：

$$L(\phi_1, h_1 - h_T, \nu) = \prod_{t=1}^T \frac{\Gamma((\nu+1)/2)}{\Gamma(\nu/2)\sqrt{(\nu-2)\pi h_t}} [1 + \frac{a_t^2}{(\nu-2)h_t}]^{-(\nu+1)/2}. \quad (6)$$

(二)、自然對數之概似函數：

$$\text{令 } L(\phi_1, h_1 - h_T, \nu) = L,$$

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \frac{\Gamma((\nu+1)/2)}{\Gamma(\nu/2)\sqrt{(\nu-2)\pi h_t}} [1 + \frac{a_t^2}{(\nu-2)h_t}]^{-(\nu+1)/2} \right\}. \quad (7)$$

由於分析加拿大股價報酬率的模型可選用 AR(1) 模型，但需進一步檢驗是否具有自我相關條件異質變



異數(ARCH)。本研究使用 Ljung-Box (1978)的 Q 統計量、Engle (1982)之拉式乘數 (Lagrange Multiplier, LM) 檢定方法及 Tsay (2004)之 F 分布檢定法，進一步確認殘差數列 a_t 的變異數是否具有 ARCH 效果，若具有 ARCH 效果是可用 GARCH 模型來配適。ARCH 效果檢定即利用殘差平方在落遲 q 期下進行迴歸分析，其數學式如下：

$$\hat{a}_t^2 = d_0 + d_1 \hat{a}_{t-1}^2 + \cdots + d_q \hat{a}_{t-q}^2 + v_t, \quad (8)$$

且檢定虛無假設 $H_0 : d_1 = d_2 = \cdots = d_q = 0$ ，當檢定結果為顯著時即表示具有 ARCH 效果，故可配適 GARCH 模型之型態。

由 LM 檢定法、及 F 檢定法及 Ljung-Box(L-B)檢定法來檢定股價日報酬是否具有條件異質變異數現象，當其顯著時即表示具有 ARCH 效果，其檢定結果列於表 3.1 與表 3.2。由表 3.1 與表 3.2 之結果得知，加拿大股價報酬率分析模型，在 $\alpha = 5\%$ 之下是有顯著的統計值，即是具有條件異質變異數現象，建議在模型的配適上可以利用 GARCH 模型之型態來分析。

表 3.1、ARCH 效果檢定

LM 檢定	Tsay F 檢定	
統計量	379.5970	統計量
(p-值)	(0.0000)	(p-值)

註：p-值 $< \alpha$ 表示顯著 ($\alpha = 1\%$, $\alpha = 5\%$, $\alpha = 10\%$)。

表 3.2、ARCH 效果檢定(續)

L-B 檢定	$LB^2(2)$	$LB^2(4)$	$LB^2(6)$	$LB^2(15)$	$LB^2(16)$
Q 統計量	3.1563	4.9277	4.3242	2.2784	-2.860
(p-值)	(0.0016)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0228)	(0.0224)

註：p-值 $< \alpha$ 表示顯著 ($\alpha = 1\%$, $\alpha = 5\%$, $\alpha = 10\%$)。

三、IGARCH 模型估計與標準殘差診斷分析

(一)、IGARCH 模型與其估計

由 LM 檢定法、及 F 檢定法及 Ljung-Box 檢定法得知，可以利用 GARCH 模型來分析加拿大股價報酬率的資料。經過選取，我們可使用 AR(1)-IGARCH(1, 1)建構加拿大股價報酬率之模型，其模型如下：

$$RCANADA_t = \phi_0 + \phi_1 RCANADA_{t-1} + \phi_2 OPV_{t-7} + a_t, \quad (9)$$

$$a_t = \sqrt{(\nu - 2)h_t / \nu} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim t_\nu(0,1),$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad (10)$$

$t_\nu(0,1)$ 是標準化的 Student's t 分布與其自由度為 $\nu > 2$ 。

在均數方程式中我們認定加拿大股價報酬會受到自己前一期之報酬率的影響且受油價波動率前七期之影響，及受干擾項當日的影響。其估計結果如表 4。由表 4 之實證結果得知，在顯著水準 0.05 之下，加拿大股價報酬不會受到自己前一期之報酬率的影響，且也不會受到油價波動率前七期之影響。



表 4、加拿大股價報酬率之 IGARCH(1, 1)模型參數估計

參數	ϕ_0	ϕ_1	ϕ_2	α_0	α_1
係數	0.0745	0.0455	0.0027	0.0099	0.0990
(p-值)	(0.0000)	(0.0733)	(0.7211)	(0.0012)	(0.0000)
參數	β_1	v	$\alpha_1 + \beta_1$		
係數	0.9010	9.1142	1		
(p-值)	(0.0000)	(0.0000)			

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著($\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$)。

(二)、標準殘差診斷分析

IGARCH 模型之合適性，將以 Ljung-Box 檢定標準殘差及標準殘差平方項是否仍存在自我相關，由表 5 中的 $LB(5)$ 至 $LB(25)$ 之標準殘差的 Q 檢定的 P 值及 $LB^2(5)$ 至 $LB^2(25)$ 之標準殘差平方項 Q 檢定的 P 值診斷中得知，IGARCH(1, 1) 模型已無標準殘差的自我相關，且由表 6 中也得知，IGARCH(1, 1) 模型已無標準殘差平方項之 ARCH 效果。因此，該模型的配適是合適的。

表 5、IGARCH(1, 1)之標準殘差與其平方的 Q 檢定

L-B檢定	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q統計量	2.2749	7.8674	15.0500	17.3247	22.1667
(P值)	(0.8099)	(0.6418)	(0.4478)	(0.6318)	(0.6261)
L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	2.3405	4.8707	5.7375	13.2171	16.1535
(p-值)	(0.8003)	(0.8996)	(0.9838)	(0.8679)	(0.9102)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著($\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$)。

表 6、IGARCH(1, 1)之標準殘差的 ARCH 效果檢定

L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$
Q統計量	-1.1161	0.3676	-0.0336	-0.2188
(p-值)	(0.2645)	(0.7132)	(0.9732)	(0.8268)

註：p-值 $<\alpha$ 表示顯著($\alpha=1\%$ ， $\alpha=5\%$ ， $\alpha=10\%$)。

四、IGARCH 模式之不對稱的診斷分析

由於上述 IGARCH(1, 1) 模型之參數估計與標準殘差診斷中得知，檢定只能看出模型配適的好壞，但其卻是無法查覺出模型是否有捕捉到不對稱的現象，故因此 Engle and Ng (1993) 為了斷定模型是否有不對稱之虞發展出一套診斷檢定(diagnostic test)，因此本研究將利用此診斷檢定法來進行檢定。



Engle and Ng (1993)認為若利用觀測到之變數的過去值可以用來預測標準化殘差平方(a_t / σ_t)²， $\sigma_t = (h_t(\nu - 2)/\nu)^{1/2}$ ，但如果其並未包涵在預測模式中，則表示模型可能誤設，因此其模型設定之診斷檢定方法有如下四種檢定方法：

(一)、符號偏誤檢定(Sign Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- + e_t, \quad (11)$$

(二)、負程度偏誤檢定(Negative Size Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^-(a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (12)$$

(三)、正程度偏誤檢定(Positive Size Bias Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 (1 - S_{t-1}^-)(a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (13)$$

(四)、聯合檢定(Joint Test)

$$(a_t / \sigma_t)^2 = b_0 + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^-(a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + b_3 (1 - S_{t-1}^-)(a_{t-1} / \sigma_{t-1}) + e_t, \quad (14)$$

其中 S_{t-1}^- 為一虛擬變數；當 $a_t \leq 0$ 時，則 $S_{t-1}^- = 1$ ，反之則為 0。

由表 7 所描述的是經由上述四種檢定後的結果，結果為：(a)在符號偏誤檢定中本研究發現到加拿大股價報酬率為顯著($\alpha = 5\%$)。(b)在負程度偏誤檢定中為不顯著($\alpha = 10\%$)。(c)在正程度偏誤檢定為顯著($\alpha = 5\%$)。(d)在聯合檢定為顯著($\alpha = 5\%$)。

表 7、IGARCH(1, 1)之不對稱檢定

檢定法	符號偏誤檢定	負程度偏誤檢定	正程度偏誤檢定	聯合檢定
F統計量	3.8574	2.5846	5.5534	3.1889
(p-值)	(0.0497)	(0.1081)	(0.0185)	(0.0229)

註：p-值 $< \alpha$ 表示顯著($\alpha = 1\%$ ， $\alpha = 5\%$ ， $\alpha = 10\%$)。

五、雙門檻-GARCH 模型與其參數估計

由符號偏誤檢定、正程度偏誤與聯合檢定結果得知，可以使用不對稱之 GARCH 模型來分析加拿大股價報酬率的波動。本文依 GJR-GARCH 模型與雙門檻 GARCH 模型(Brooks, 2001)之想法來建構加拿大股價報酬率是否受到油價波動率之影響。經過選取之後，我們可使用 AR(1)-雙門檻-GARCH(1, 1)探討加拿大股價報酬率之波動模型的建構，其模型如下：

$$RCANADA_t = \begin{cases} \phi_{10} + \phi_{11} RCANADA_{t-1} + \phi_{12} OPV_{t-7} + a_t & \text{if } OPV_{t-1} \leq 0 \\ \phi_{20} + \phi_{21} RCANADA_{t-1} + \phi_{22} OPV_{t-7} + a_t & \text{if } OPV_{t-1} > 0 \end{cases}, \quad (15)$$

$$a_t = \sqrt{((\nu - 2)/\nu)h_t} \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim t_\nu(0,1),$$

$$h_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \alpha_{11} a_{t-1}^2 + \beta_{11} h_{t-1} & \text{if } OPV_{t-1} \leq 0 \\ \alpha_{21} a_{t-1}^2 + \beta_{21} h_{t-1} & \text{if } OPV_{t-1} > 0 \end{cases}, \quad (16)$$

此處的 $t_\nu(0,1)$ 是標準化的 Student's t 分布與其自由度為 $\nu > 2$ ，其中 $OPV_t > 0$ 表示油價波動為正值與 $OPV_t \leq 0$ 油價波動為負值，以油價波動率的正負值作為均數方程式與變異方程式之門檻。在均數方程



式中我們認定加拿大股價報酬率除了受到自己前一期的報酬的影響，也會受到油價波動率前七期的影響，及當期干擾項的影響。

表 8 為加拿大股價報酬率以雙門檻-GARCH(1, 1)模型配適的估計結果。當油價波動率均為正時，觀察條件平均常數項係數經過檢定在 5% 顯著水準下是有顯著影響，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資股票時，可獲得一定程度的報酬($\phi_{20} = 0.0771$)，且加拿大股價報酬率將不受到前一期報酬率之影響，即在 10% 顯著水準之下是沒有顯著，但在 5% 顯著水準之下，加拿大股價報酬率將受到油價波動率前七期報酬率之影響($\phi_{22} = 0.0211$)；當油價波動率均為負時，觀察條件平均常數項係數經過檢定在 5% 顯著水準下是有顯著影響，表示在其他條件不變下，投資者以長期觀點投資股票時，也可獲得一定程度的報酬($\phi_{10} = 0.0693$)，且加拿大股價報酬率將不受到前一期報酬率之影響，即在 10% 顯著水準之下是沒有顯著，且在 10% 顯著水準之下，加拿大股價報酬率將受到油價波動率前七期報酬率之影響($\phi_{12} = -0.0189$)。由上述得知，油價波動率之正負值對加拿大股票市場均有固定報酬，及對油價波動率前期七期有不同的影響且是相反的影響，此也反應出加拿大是一石油輸出國，此結果也建議投資者對加拿大股票市場應作逆向操作較有利。因此，油價波動率之正負值確實對加拿大股價報酬率的波動過程造成影響，但此結果是與 GARCH 模型所得之結果是不一樣的。對於 Student's t 分布之自由度 ν 的估計值為 9.7200，且在 1% 顯著水準之下也是顯著的，此也顯示研究資料是具有厚尾部之分配。

觀察條件變異數方程式的估計係數中，由表 8 中顯示出所有條件變異數中的估計係數皆在 1% 顯著水準之下顯著，此結果顯示當油價波動率為正與負時，前一日殘差平方項與前一日條件變異數確實影響加拿大股價報酬率的波動，且會產生不同的變異風險，其中以油價波動率為正值時的模型為 IGARCH 模型及油價波動率為負值時的模型為 GARCH 模型。由上述結果得知，加拿大股價報酬率的波動確實是具有不對稱性的效果，此即反應出在壞消息與好消息的二種情況下將會產生不同的變異風險，但 GARCH 與 GJR-GARCH 模型是無法反應此信息，而雙門檻-GARCH(1, 1)模型確實可以捕捉油價波動率對加拿大股價報酬率的波動之影響。且對於 GJR-GARCH 模型僅探討對於誤差項之正負值的影響，而無法以油價波動率之正負值來探討。因此，此結果是比 GARCH 與 GJR-GARCH 模型是較具有解釋能力。

表 8、雙門檻-GARCH(1, 1)模式之參數估計

參數	ϕ_{10}	ϕ_{11}	ϕ_{12}	ϕ_{20}	ϕ_{21}	ϕ_{22}
係數	0.0693	0.0430	-0.0189	0.0771	0.0519	0.0211
(p-值)	(0.0125)	(0.2233)	(0.0943)	(0.0016)	(0.1237)	(0.0441)
參數	ν	α_{10}	α_{11}	β_{11}	α_{21}	β_{21}
係數	9.7200	0.0326	0.1030	0.8682	0.0733	0.9267
(p-值)	(0.0000)	(0.0010)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)

註：p-值 $< \alpha$ 表示顯著 ($\alpha = 1\%$, $\alpha = 5\%$, $\alpha = 10\%$)。

六、雙門檻-GARCH 模型之標準殘差診斷分析

雙門檻-GARCH 模型之合適性，將以 Ljung-Box 檢定標準殘差及標準殘差平方項是否仍存在自我相



關，由表 9 中的 $LB(5)$ 至 $LB(25)$ 之標準殘差的 Q 檢定的 P 值及 $LB^2(5)$ 至 $LB^2(25)$ 之標準殘差平方項 Q 檢定的 P 值診斷中得知，該模型已無標準殘差的自我相關，且由表 10 中也得知，模型已無標準殘差平方項之 ARCH 效果。因此，雙門檻-GARCH(1, 1)模型的配適是更合適的。

表 9、雙門檻-GARCH(1, 1)之標準殘差與其平方的 Q 檢定

L-B檢定	$LB(5)$	$LB(10)$	$LB(15)$	$LB(20)$	$LB(25)$
Q統計量	2.0535	7.1655	13.6845	16.1422	20.8033
(p-值)	(0.8417)	(0.7097)	(0.5496)	(0.7078)	(0.7035)
L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$	$LB^2(25)$
Q統計量	2.0800	5.0084	6.1066	13.0747	15.1618
(p-值)	(0.8380)	(0.8906)	(0.9779)	(0.8742)	(0.9375)

註：p-值 $< \alpha$ 表示顯著 ($\alpha = 1\%$, $\alpha = 5\%$, $\alpha = 10\%$)。

表 10、雙門檻-GARCH(1, 1)之標準殘差的 ARCH 效果檢定

L-B檢定	$LB^2(5)$	$LB^2(10)$	$LB^2(15)$	$LB^2(20)$
Q統計量	-0.8729	0.4684	0.2102	0.1233
(p-值)	(0.3828)	(0.6396)	(0.8335)	(0.9019)

註：p-值 $< \alpha$ 表示顯著 ($\alpha = 1\%$, $\alpha = 5\%$, $\alpha = 10\%$)。

五、結論

本研究利用 1999 年 1 月 4 日至 2006 年 8 月 31 日加拿大股票指數與油價為樣本，觀察此期間之資料模式的建構，並檢測油價對加拿大股票市場是否造成影響，且觀察其條件變異數是否具有不對稱的效果。從實證結果之 ARCH 效果檢定發現加拿大股價報酬率的波動過程具有群聚與變異異質性的現象，且由不對稱檢定的結果也發現其波動過程具有不對稱性。在標準殘差與標準殘差平方項的診斷檢定及標準殘差之 ARCH 效果診斷檢定中皆通過檢驗，此顯示雙門檻-GARCH(1, 1)模型對探討加拿大股價報酬率的波動模型的擬合是合適的，且能反應出好消息與壞消息的二種組合之情況下將會產生不同的變異風險。因此，實證結果顯示油價波動率確實對加拿大股價報酬率的波動過程造成影響，但若以 GARCH 與 GJR-GARCH 模型來衡量油價波動率對加拿大股價報酬率的波動的影響時，其結果是無法反應出油價波動率所造成之影響，此也反應出雙門檻-GARCH 模型是比 GARCH 與 GJR-GARCH 模型是較具有解釋能力。



參考文獻

- 1、Akaike, H. (1973). Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In 2d. International Symposium on Information Theory, edited by B. N. Petrov and F. C. Budapest: Akademiai Kiado. pp.267-281.
- 2、Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, pp.307-327.
- 3、Bollerslev, T. (1990). Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multi-variance generalized ARCH approach. *Review of Economics and Statistics*, 72, pp.498-505.
- 4、Brooks, C. (2001). A double threshold GARCH model for the French Franc/Deutschmark exchange rate, *Journal of Forecasting*, 20, pp.135-143.
- 5、Christie, A. (1982). The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage and Interest Rate Effects. *Journal of Financial Economics* 10, pp. 407-432.
- 6、Campell, J.Y. and Hentschel, L. (1992). No News is good News : An Asymmetric model of Changing Volatility in Stock Returns. *Journal of Financial Economic*, 31, pp.281-318.
- 7、Charles M.J. and Gautam K. (1996). Oil and the Stock Markets. *The Journal of Finance*, 51(2), pp.463-489.
- 8、Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50, pp.987-1007.
- 9、Engle, R.F. and Ng, V. (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, 45, pp.1749-1777.
- 10、French, R.K, Schwert, G.W. and Stambaugh, R.F. (1987). Expected Stock Returns and Volatility. *Journal of Financial Economics*, 19, pp.3-29.
- 11、Fama, E.F. (1991). Efficient capital markets:II. *The Journal of Finance*, 5, pp.1575-1617.
- 12、Glosten, L., Jagannathan, R. and Runkle, D. (1993). On the Relation Between the Expected Value and the Volatility on the Nominal Excess Returns on Stocks. *Journal of Finance*, 48, pp.1779-1801.
- 13、Hammoudeh, S., Dibooglu, S. and Aleisa, E. (2004). Relationships among U.S. oil prices and oil industry equity indices. *International Review of Economics and Finance*, 13, pp.427-453
- 14、Koutmos, G. and Booth, G.G. (1995). Asymmetric volatility transmission in international stock markets. *Journal of International Money and Finance*, 14, pp.747-762.
- 15、Koutmos, G. (1996). Modeling the Dynamic Interdependence of Major European Stock , Markets. *Journal of Business Finance and Accounting*, 23, pp.975-988.
- 16、Ljung, G. and Box, G.E.P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, pp. 297-303. Lobo, B.J. and Tufte, D. (1998). Exchange Rate Volatility : Does Politics Matter?. *Journal of Macroeconomics*, 20, pp.351-365.



- 17、Lobo, B.J. and Tufte, D. (1998). Exchange Rate Volatility : Does Politics Matter?. *Journal of Macroeconomics*, 20, pp.351-365.
- 18、Nelson, D.B. (1990). Stationarity and persistence in the GARCH(1,1) model. *Econometric Theory*, 6, pp. 318-334.
- 19、Nelson, D.B. (1991). Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new Approach. *Econometrica*, 59, pp. 347-370.
- 20、Poon, W. P. H. and Fung, H.G. (2001). Redchips or H shares: which China-backed securities process information the fastest?. *Journal of Multinational Financial Management*, 10, pp.315-343.
- 21、Schwert, G..W. (1990). Stock Volatility and the Crash of 1987. *The Review of Financial Studies*, 3, pp.77-102.
- 22、Tsay, R.S. (2004). *Analysis of Financial Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- 23、Wang, L.R. and Shen, C.H. (1999). Do foreign investments affect foreign exchange and stock markets- the case of Taiwan. *Applied Economics*, 31, pp.1303-1314.

