

油價變動對亞洲四小龍股票市場的反應：AR(1)-GARCH(1,1)模型

The Impact of Oil Prices Change on Asian Stock Market – Evidence From Hong Kong, Singapore, South Korea and Taiwan : An AR(1)-GARCH(1,1) Model

楊永列¹ 洪萬吉² 宋寬玲³ 蔡明純⁴

摘要

本研究使用 1999 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日亞洲杜拜原油每日之收盤價格及以香港、新加坡、南韓與台灣四個亞洲股票市場每日之股價指數，利用 GRACH 模型，實證探討油價價格變動對股票市場報酬的影響。實證分析顯示結果顯示油價變動將負面影響股票市場報酬，台灣和南韓市場似乎具有不對稱的現象，所以根據 Joint test 之數據建議，台灣及南韓市場可以考慮以不對稱模型來配適。

關鍵字：油價變動、股票報酬、GARCH

Abstract

This paper applies a GARCH(1,1) model to investigate empirically the effects of daily oil prices change on stock markets during 1 January 1999 to 31 December 2004 Asia Dubia closing price and daily stock index in Hong Kong, Singapore, South Korea and Taiwan. The empirical analyses indicate that oil price change affect negatively stock market returns. The empirical also shown Taiwan and South Korea market have asymmetric phenomenon and according to Joint test suggest that Taiwan and South Korea market can use the asymmetric model to apply.

Keyword : Oil Change, Stock Return, GARCH

1. 緒論

石油是我們日常生活中不可獲缺的重要能源，是我們食、衣、住、行日常生活中重要且高度依賴的物質，是經濟發展的關鍵要素，石油價格也是影響著經濟成長及股票市場的重要因素。當石油價格低時，表示經濟繁榮可期，股票價格也會隨之上升，反之，當石油價格上升時，表示經濟將走向衰退，股票價格因此下跌，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。亞洲是目前全球經濟成長最快速的地區，其石油的產出量只佔全球的十分之一，但其消耗量卻佔其產出的兩倍多，而世界各國對石油的需

¹嶺東技術學院財金系副教授

²嶺東技術學院財金系副教授

³嶺東技術學院財務金融研究所研究生

⁴嶺東技術學院講師

求有三分之二由中東石油供給。

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，我國的加權股價指數亦從 1990 年 7 月 3 日的 4905.87 點下滑至 1990 年 8 月 22 日的 3506.8 點。

在 2001 年 9 月 11 日美國遭恐怖份子攻擊的九一一事件前，油價都維持在 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，但到九一一事件爆發的後幾天，雖然油價曾一度上漲至每桶 29.59 元，但後因為國際石油市場深怕全球經濟因而嚴重受挫，會使石油需求大幅減少，產油國宣佈暫停啟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，當天美國道瓊工業指數為 7858.24 點，因為有預期戰爭的心理準備，加上戰後石油價格因為伊拉克主要油田並未遭到嚴重波及，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。

在上述 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，使得亞太地區受中東地區的動亂及石油危機衝擊急劇升高，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，對依賴原油甚深及能源使用不具效率的亞洲國家可能受到影響。因此本研究針對亞洲地區四個國家(亞洲四小龍，即香港、新加坡、南韓、台灣)股票市場來探討石油價格變動對股票市場的影響。

2. 資料來源和基本統計量分析

2.1 資料來源

在樣本的選取上，本研究使用杜拜原油現貨價格之日資料及亞洲四小龍股票市場的每日股價指數來作為樣本。這四個國家的股票指數為：香港恆生指數(HK)、新加坡海峽時報指數(ST)、韓國綜合股價指數(KO) 及台灣加權股價指數(TW)。本研究所使用的樣本期間為 1999/01/01~2004/12/31，資料來源：各國股價指數取自台灣經濟新報資料庫，杜拜石油價格取彭博資料庫。本研究將每日的股價指數利用對數差分再乘 100 來獲得每日的股票報酬，即 $RT_t = 100 * [\log(P_t) - \log(P_{t-1})]$ ；油價變動則為每日現貨價格 OP_t 的對數差分，再乘上 100，此即 $OPRT_t = 100 \times [\log(OP_t) - \log(OP_{t-1})]$ 。圖 1-圖 4 為樣本期間各國股價指數與杜拜原油現貨價格走勢圖，圖 5-圖 8 為各國股票報酬與油價變動率的時間走勢圖。

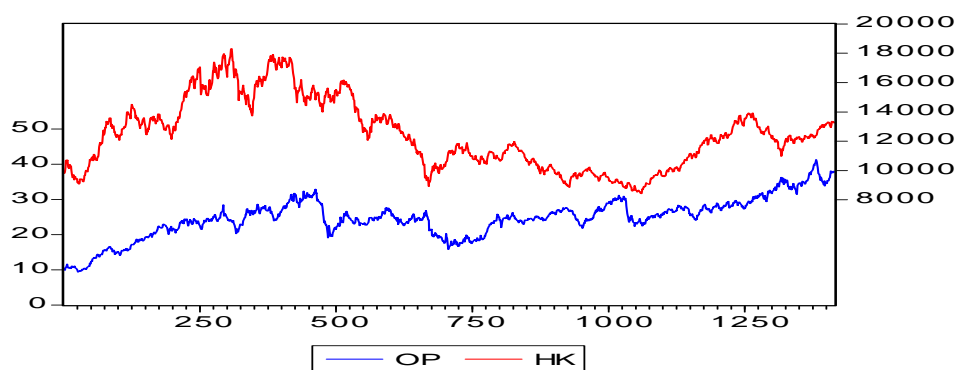


圖 1 香港恆生股價指數與杜拜原油現貨價格走勢圖

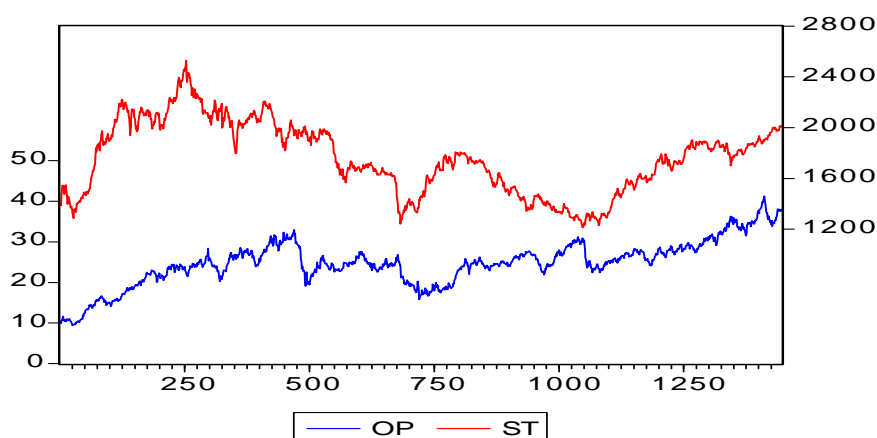


圖 2 新加坡海峽時報指數與杜拜原油現貨價格走勢圖

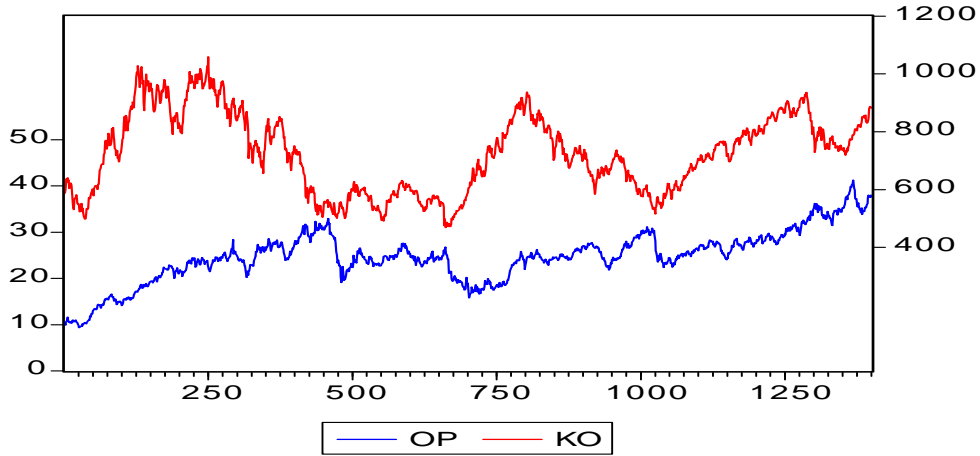


圖 3 南韓綜合股價指數與杜拜原油現貨價格走勢圖

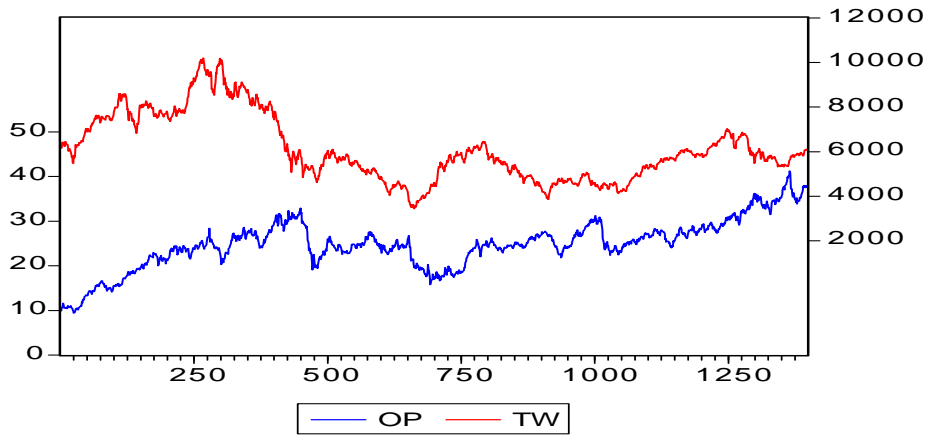


圖 4 台灣加權股價指數與杜拜原油現貨價格走勢圖

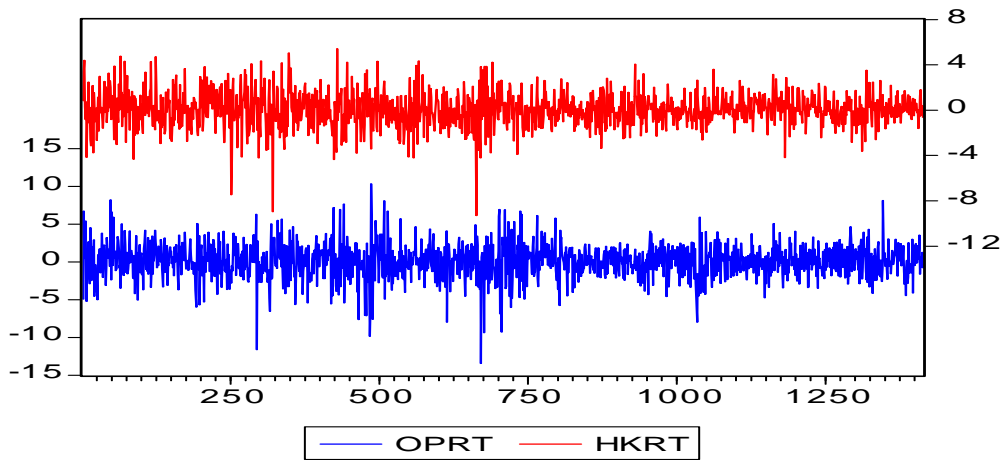


圖 5 香港恆生股價指數報酬與杜拜原油價格波動走勢圖

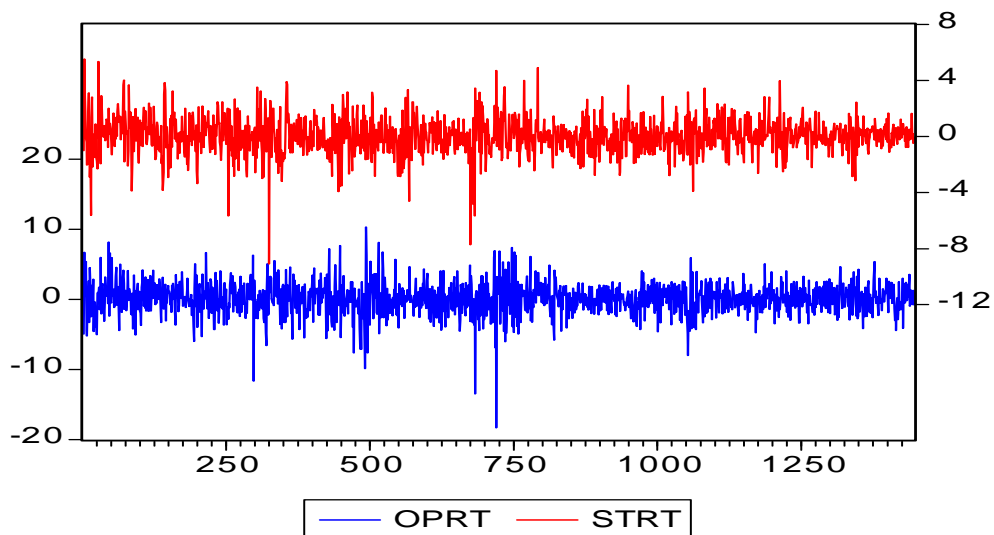


圖 6 新加坡海峽時報指數報酬與杜拜原油價格波動走勢圖

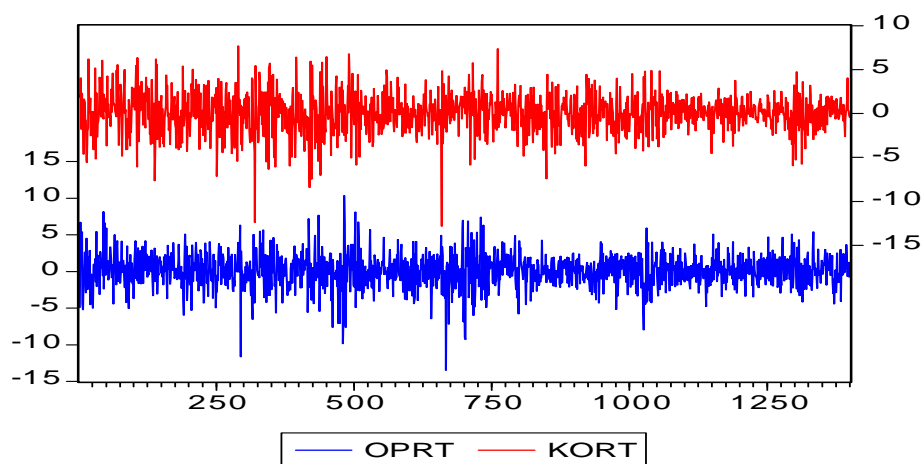


圖 7 南韓綜合股價指數報酬與杜拜原油價格波動走勢圖

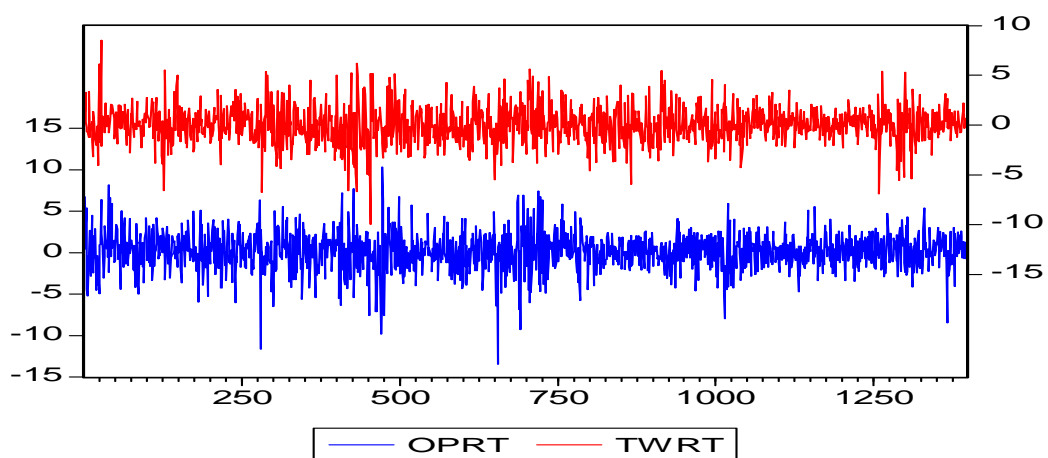


圖 8 台灣加權股價指數報酬與杜拜原油價格波動走勢圖

2.2 基本統計量分析

針對股價指數報酬及杜拜原油價格變動率進行基本統計分析，其包含了：平均數、最大值、最小值、標準差、峰態係數、偏態係數、常態性檢定和 LB 值。

基本統計量分析結果列於表 1，在股價指數的平均報酬以南韓市場(0.0290)為最高、其次為新加坡市場(0.0248)，而台灣市場(-0.0006)的報酬是低的。在股價指數標準差方面：股票市場以南韓市場(2.2144)的標準差最高、其次為台灣市場(1.8416)，而股價指數標準差最低的市場為新加坡市場(1.3168)；油價市場以香港市場(2.3624)的標準差最高、其次為新加坡市場(2.3576)，而標準差最低的市場為南韓市場(2.2462)。從 Jarque-Bera statistics 可以發現杜拜原油價格變動及亞洲四小龍的股價指數報酬並不符合常態分態。Ljung-Box statistics test 是在檢試序列是否存在自我相關的特性，而從 Ljung-Box statistics 中的 Q 統計量也可以發現在落遲 12 期下，杜拜原油價格變動及亞洲四小龍的股價指數報酬具有自我相關的特性，其原因可歸因於有些亞洲國家對於股價有漲跌幅的限制。例如：台灣股票市場的每日漲跌幅為 7%。另外本研究也利用序列平方項來計算 Ljung-Box statistics test，其高度顯著時，Q 統計量顯示出序列存在著高階的自我現象，而從 Ljung-Box statistics 中的 Q 統計量也可以發現在落遲 12 期下，杜拜原油價格波動及亞洲四小龍的股價指數報酬的變異數具有自我相關的特性。

表 1 亞洲四小龍股價報酬與油價波動基本敘述統計量

統計量	HKRT	OPRT	STRT	OPRT	KORT	OPRT	TWRT	OPRT
Mean	0.0212	0.0909	0.0248	0.0889	0.0290	0.0918	-0.0006	0.0955
Maximum	5.4342	10.3369	5.5240	10.3369	7.6972	10.3369	8.5198	10.3369
Minimum	-9.2854	-13.4655	-9.0950	-18.3061	-12.8047	-13.4655	-9.9360	-13.4655
Std. Dev.	1.5233	2.3624	1.3168	2.3576	2.2144	2.3462	1.8416	2.3522
Skewness	-0.2220	-0.3413	-0.3181	-0.5144	-0.3490	-0.3332	-0.0135	-0.3792
Kurtosis	5.4602	5.4034	6.6153	7.3058	5.0774	5.2896	4.7458	5.3545
Jarque-Bera	367.94	367.50	811.31	1179.99	279.97	331.46	177.32	355.92
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Observations	1413	1413	1445	1445	1399	1399	1396	1396
LB (12)	19.3710	17.1630	19.0510	23.8980	6.9835	19.6230	22.4270	14.7420
LB2 (12)	92.1180	184.2200	89.9180	108.6700	75.1510	181.1600	171.8600	191.5700

註：

1. 常態性檢定是利用 Jarque-Bera 統計量來進行檢定。
2. 自我相關檢定乃利用 Ljung-Box statistics，使用報酬及報酬平方在落遲 12 期下求得在 LB(12)和 LB²(12)。

3. 實證結果分析

3.1 單根檢定

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。故因此，必須先對資料做單根檢定，以確定資料之定態或非定態。本文採用 ADF 檢定，檢定結果列於表 2，結果發現：亞洲四小龍的股價指數及杜拜原油價格均不會拒絕虛無假設，表示序列具有單根，即非定態序列。故此時應將這亞洲四小龍的股價指數及杜拜原油價格指數作一階差分，再經 ADF 檢定，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，即定態序列，則可進行時間序列分析。

表 2 亞洲四小龍股價報酬與油價波動之單根檢定

市場	價格數列		報酬數列	
	ADF		ADF	
	t-值	P-值	t-值	P-值
香港恆生	-1.650748	0.4562	-17.37960	0.0000
新加坡海峽	-1.683422	0.4395	-35.25620	0.0000
南韓綜合	-2.205941	0.2043	-36.24336	0.0000
台灣加權	-1.693524	0.4344	-19.74443	0.0000
杜拜原油現貨	-1.969458	0.3006	-39.20551	0.0000

註：ADF 檢定值為 Augmented Dickey-Fuller(1979)單根檢計統定量，虛無假設為數列具有單根。

3.2. ARCH 效果檢定

在配適 GARCH 模型之前必須先進行 ARCH 效果檢定的測試，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：

$$\hat{h}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{a}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{a}_{t-q}^2 + v_t$$

Engle LM 檢定，當其顯著時即表示具有 ARCH 效果檢定，即可配適 GARCH 模型。其結果列於表 3，從結果可以發現這亞洲四小龍的股價指數報酬及杜拜原油價格變動均有顯著的 LM 統計值，建議數列變異數皆為異質變異數，故因此在模型的配適上可以利用 GARCH 模型。

表 3 亞洲四小龍股價報酬與油價波動之 ARCH Effect test

落後期數	香港恆生	新加坡海峽	南韓綜合	台灣加權	杜拜原油現貨
1	3.0409	4.8176**	13.2744***	15.2806***	35.7543***
2	1.9119	9.5348***	14.5628***	26.5787***	29.2818***
3	3.7655***	8.6321***	10.2518***	22.3226***	21.1741***
4	3.1053***	6.2600***	9.6989***	17.5353***	16.0213***
5	3.0005***	5.1778***	8.3739***	15.5069***	20.1201***
6	2.6616***	4.5264***	7.0351***	13.8365***	16.8907***
7	4.1847***	6.4493***	6.0993***	11.8490***	14.4877***
8	5.2133***	5.8076***	5.7059***	10.4481***	12.9836***
9	5.0280***	5.1605***	5.2181***	9.4412***	11.6691***
10	4.8124***	4.6845***	4.6893***	9.8218***	10.5359***
11	4.6198***	4.6993***	4.2616***	8.9073***	9.7312***
12	4.4000***	4.4060***	4.1264***	8.3989***	8.9250***

註：

1. *表示在 10%的顯著水準下顯著。
2. **表示在 5%的顯著水準下顯著。
3. ***表示在 1%的顯著水準下顯著。

3.3 GARCH 估計

我們利用 AR(1)-GARCH(1,1)估計杜拜原油價格變動對亞洲四小龍股價報酬之影響，其模型如下：

$$R_t = \phi_0 + \phi_1 R_{t-1} + \phi_2 OPRT_t + \phi_3 OPRT_{t-1} + \phi_4 OPRT_{t-2} + \phi_5 OPRT_{t-3} + a_t$$

$$a_t = \sqrt{h_t} \varepsilon_t$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

在均數方程式中我們認定各國股票市場的報酬會受到自己前一期的報酬率和前一期杜拜原油價格變動所影響。其估計結果如表 4，由表 4 中得知， $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，符合變異數時間過程為定態之條件，且由 LB 標準殘差值及 LB 標準殘差平方值的模型診斷中得知，該模型的配適是合適的。亞洲四小龍中股價報酬會受到自己前一期的報酬的正向影響；其中香港及南韓受杜拜原油價格前一期變動的負向影響。

表 4 亞洲四小龍股價報酬與油價波動之 GARCH(1,1)參數估計

參數	香港恆生	新加坡海峽	南韓綜合	台灣加權
ϕ_0	0.052981483	0.028361414	0.091167348	0.065081221
	0.14112674	0.36439349	0.09318838	0.14264288
ϕ_1	0.028426142	0.056127927	0.048657	0.058593175
	0.32653113	0.05043630	0.12050375	0.05656534
ϕ_2	-0.012706688	-0.018073228	-0.015253398	-0.033200839
	0.40478193	0.08909755	0.46621415	0.06024112
ϕ_3	-0.014601174	0.006409550	-0.003731012	0.022256874
	0.35526195	0.63903767	0.87337708	0.22763753
ϕ_4	-0.009003430	-0.004184001	0.007632625	-0.013751297
	0.57880177	0.77095109	0.73077137	0.45914563
ϕ_5	0.015912361	0.019913710	0.040404464	0.036580135
	0.29631832	0.12132824	0.08135908	0.03418304
α_0	0.090065013	0.113106132	0.129397587	0.132852054
	0.00000002	0.00000000	0.00077772	0.00069317
α_1	0.079375845	0.127700045	0.098788949	0.114819002
	0.00000000	0.00000000	0.00000000	0.00000000
β_1	0.885426766	0.817154454	0.881110834	0.849396091
	0.00000000	0.00000000	0.00000000	0.00000000
$\alpha_1 + \beta_1$	0.96480261	0.944854499	0.979899783	0.964215093
Ljung-Box(10) 標準殘差	8.7915	12.0246	2.2469	7.5046
LB(10)	0.55199738	0.28341188	0.99407368	0.67709993
Ljung-Box(10) 標準殘差平方	12.6254	3.9579	3.4838	21.3163
LB2(10)	0.24537364	0.94922562	0.96764503	0.01899264

註：括弧中的值表示 P-Value 值。

3.4 不對稱之診斷分析

由於從表 4 的 LB(10) 之標準殘差和 LB2(10) 之標準殘差平方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)，故因此本研究將利用此診斷檢定法來進行檢定。其模型設定之診斷檢定方法如下所述。

基本觀念：Engle and Ng(1993)其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 $(\varepsilon_t/\sigma_t)^2$ ，但如果其並未包涵在預測模式中，則表示模型可能誤設，有下述四種檢定方法：

(1)符號偏誤檢定(Sign Bias Test)

$$(\varepsilon_t/\sigma_t)^2 = a + bS_t^- + e_t$$

其主要是考慮 S_t^- 這個變數，而 S_t^- 為一虛擬變數，當 $\varepsilon_t < 0$ 時，則 $S_t^- = 1$ ，反之則為 0。

其主要目的是要調查正、負報酬的衝擊對於波動性的影響效果是否有不對稱的現象。

(2)負程度偏誤檢定(Negative Size Bias Test)

$$(\varepsilon_t/\sigma_t)^2 = a + bS_t^- \varepsilon_{t-1} + e_t$$

其主要是考慮 $S_t^- * \varepsilon_{t-1}$ 這個變數，而 S_t^- 為一虛擬變數，當 $\varepsilon_t < 0$ 時，則 $S_t^- = 1$ ，反之則為 0。

其主要目的是要調查不同程度之負報酬對於波動性是否有不同衝擊的影響。

(3)正程度偏誤檢定(Positive Size Bias Test)

$$(\varepsilon_t/\sigma_t)^2 = a + b(1 - S_t^-) \varepsilon_{t-1} + e_t$$

其主要是考慮 $(1 - S_t^-) * \varepsilon_{t-1}$ 這個變數，而 S_t^- 為一虛擬變數，當 $\varepsilon_t < 0$ 時，則 $S_t^- = 1$ ，反之則為 0。

其主要目的是要調查不同程度之正報酬對於波動性是否有不同衝擊的影響。

(4)聯合檢定(Joint Test)

$$(\varepsilon_t/\sigma_t)^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 S_t^- \varepsilon_{t-1} + b_3 (1 - S_t^-) \varepsilon_{t-1} + e_t$$

其乃是將前述三個檢定合併起來，考慮 S_t^- 、 $S_t^- * \varepsilon_{t-1}$ 和 $(1 - S_t^-) * \varepsilon_{t-1}$ 這三個變數，而 S_t^-

為一虛擬變數，當 $\varepsilon_t < 0$ 時，則 $S_t^- = 1$ ，反之則為 0。其主要目的是要調查條件變異數是否呈現非對稱的現象。

由表 5 所描述的是經由上述四種檢定後的結果，結果為：1.在 Sign-Bias test 中本研究發現到亞洲四小龍所有國家的係數皆為不顯著。2.在 Negative Size Bias test 中本研究發現到在 1%的顯著水準下只有新加坡不顯著。3.在 Positive Size Bias test 中本研究發現到亞洲四小龍所有國家的係數皆為不顯著。4.Joint Bias 在 1%的顯著水準下香港及新加坡是不顯著。

表 5 不對稱檢定

市場	<i>Sign-Bias</i> (<i>t test</i>)	<i>Negative Size</i> <i>Bias(t test)</i>	<i>Positive Size</i> <i>Bias(t test)</i>	<i>Joint Bias</i> (<i>F test</i>)
香港恆生	0.1872370354	-0.387157142	-0.115161808	3.0020
	(0.47928326)	(0.00625033)	(0.43358747)	(0.02955881)
新加坡海峽	-0.147207111	-0.255530654	0.2194090520	3.5651
	(0.50576678)	(0.05854641)	(0.12738021)	(0.01372567)
南韓綜合	0.6318043107	-0.687368621	-0.030616298	5.1622
	(0.23804290)	(0.00027912)	(0.88612395)	(0.00150059)
台灣加權	-0.013278893	-0.500777603	-0.048526246	5.3844
	(0.97021338)	(0.00162605)	(0.76512851)	(0.00109946)

註：括弧中的值表示 P-Value 值。

4. 結論

本研究利用 1999 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日亞洲杜拜原油每日之收盤價格及以香港、新加坡、南韓與台灣四個亞洲股票市場每日之股價指數，觀察此期間之資料模式的建構，並檢測股票市場及石油市場是否存在某一關係，且觀察其條件變異數是否具有 GARCH 效果，從實證結果發現在四個市場中配適 AR(1)-GARCH(1,1) 模型是合適的，其係數皆通過 1% 顯著水準的檢定， $\alpha_1 + \beta_1$ 皆小於 1，符合 GARCH 的假設，在標準殘差 LB(10) 四個市場皆通過其 1% 顯著水準的檢定，而在 LB 標準殘差平方項四個市場皆通過其 1% 顯著水準的檢定，表示其 AR(1)-GARCH(1,1) Model 是合適的。本文在不對稱性實證結果發現台灣和南韓市場似乎具有不對稱的現象，所以根據 Joint test 之數據建議台灣及南韓市場可以考慮以不對稱模型來配適。

參考文獻

1. 史帝芬.李柏、唐娜.李柏(2005),「石油效應」,初版,台北:聯經。
2. 國家政策研究基經會科技經濟組(2003)「海灣戰爭對台灣經濟之影響」,財團法人國家政策研究基金會,科經(研)092-006號。
3. 郭博堯(2003),「全球石油危機對油價的衝擊」,財團法人國家政策研究基金會,永續(研)092-005號。
4. 唐苑莉(2005),「2004年台灣石油」,中油通訊,第641期,28-30頁。
5. 風險管理組/煉油事業部(2005),「2004年全球石油」,中油通訊,第641期,32-33頁。
6. —— (2000b),「通貨貶值對股市報酬與波動的衝擊:亞洲四小龍實證研究」,亞太管理評論,5:4,1-17。
7. 張懿芬(2004),「股價浮動的總體決定因素:以台灣、南韓、新加坡及香港為例」,南華大學經濟學研究所碩士論文。
8. 陳柔汶(2004),「第二次波斯灣戰爭事件對股票異常報酬影響之研究」,高雄第一科技大學金融營運所碩士論文。
9. Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, p.p.307-327.
10. Charles M. Jones and Gautam Kaul (1996), "Oil and the Stock Markets", *The Journal of Finance*, 51(2), p.p.463-489.
11. Chris, B. (2001), "A Double-Threshold GARCH Model for the French Franc/Deutschmark Exchange Rate", *Journal of Forecasting*, (20), p.p.135-143.
12. Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation", *Econometrica*, (50), p.p. 987-1008.
13. Engle, R. F. and A. P. Rodrigues (1989), "Tests of International CAPM with Time-varying Covariances", *Journal of Applied Econometrics*, (4), p.p.119-138.
14. Engle, R. F. and V. K. Ng (1993), "Measuring and testing the impact of news on volatility", *Journal of Financial*, 48, pp.1749-1778.
15. Gregory, K. (1998), "Asymmetries in the Conditional Mean and the Conditional Variance: Evidence From Nine Stock Markets", *Journal of Economics and Business*, (50), p.p. 277-290.
16. Robert, F. E. and K. Ng. Victor (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *The Journal of Finance*, (5), p.p.1749-1778.
17. Shawkat Hammoudeh, Sel Dibooglu, Eisa Aleisa (2004), "Relationships among U.S. oil prices and oil industry equity indices", *International Review of Economics and Finance*, (13), p.p.427-453.