

逢甲大學學生報告 ePaper

探討 S&P500 現貨與亞洲市場期貨之 領先/落後關係

Investigate the lead/lag relationships between S&P500
stock index and Asia stock index futures

作者：陳嘉德、楊政憲、許筱君、許芷暄、賴畊嘉、
陳敬敏、江季翰、林育葳、劉宜亭

系級：統計學系四年級乙班

學號：D9860355、D9860432、D9821991、D9860339、D9860372、
D9987430、D9860182、D9860297、D9860520

開課老師：陳婉淑 教授

課程名稱：統計專題（一）

開課系所：商學院統計學系

開課學年：101 學年度 第一學期

摘要

本研究目的於探討美國 S&P500 現貨指數，對於亞洲香港恆生期貨指數 (Hang Seng)、日本日經 225 期貨指數(Nikkei)及台灣加權股價期貨指數(TWSE)之間的領先落後關係。並將 2006 年 1 月 1 日至 2012 年 9 月 25 日之每日報酬率配適 GARCH 和 EGARCH 模型進行研究分析。

本文討論美國 S&P500 現貨指數對於亞洲三國期貨指數之當期、領先/落後 1 期、領先/落後 2 期、領先/落後 3 期之關係，對於每種領先落後關係皆配適 GARCH(1,1)模型與 EGARCH(1,1)模型，及利用 AIC 準則來選擇較佳模型。

研究結果可瞭解 S&P500 現貨指數和亞洲市場期貨指數間的領先落後關係與報酬波動性，利於投資者作為投資策略上的參考，以從中獲取最大利益。一般認為，期貨市場會比現貨市場提早反應，亦即期貨市場領先現貨市場，但由於美國指數權數更新速度為全球最快，指數權數更新速度愈快，代表著投資者對經濟現況的的敏感度愈高，且 S&P500 股價指數佔紐約證交所股票總值 80% 以上，相當具有指標性，因此本研究動機即驗證 S&P500 現貨指數是否領先亞洲市場期貨指數。經由實證分析，發現 S&P500 現貨對於亞洲市場期貨之當期、領先一期、領先三期，模型係數顯著，對於台股期貨指數，S&P500 現貨多了一個落後二期的結果。

關鍵字：GARCH 模型、EGARCH 模型、領先落後關係、S&P500 股價指數

Abstract

The purpose of this study is investigated the lead/lag relationships between S&P 500 stock index in U.S.A. and Asia, including Hong Kong, Japan and Taiwan, stock index futures. We take the closing price into the rate of log return and fit the time series model with GARCH and exponential GARCH effects from January 1, 2006 to September 25, 2012.

The study investigate the lead/lag relationships between S&P500 stock index and Asia stock index futures by current period, first-period lead/lag, twice-period lead/lag, third-period lead/lag, and fit GARCH(1,1) and EGARCH(1,1) for S&P500 stock index and Asia stock index futures; Furthermore, we choose the best model by AIC rule.

By the study, we will know the lead/lag relationship and Returns Volatility between S&P500 stock index and the Asia stock index futures. The study also will be the best policy for inventory. General speaking, the stock index futures will faster than the stock index. Due to American stock index is the latest in the world, and it is accounting for 80% of the total value in the New York Stock; In other words, it's quiet to be indicator. Thus, it's our purpose to test and verify whether S&P500 stock index leads Asia stock index futures or not. As the result, they have current period, first-period lead and third-period lead between S&P500 stock index and Asia stock index futures, but for TWSE, S&P500 has extra relationship in twice-period lag.

Keywords: GARCH model, EGARCH model, lag/lead relationship, S&P500.

目錄

圖目錄.....	II
表目錄.....	III
第一章、緒論	1
第一節、研究動機與背景	1
第二章、研究方法	3
第一節、GARCH 模型	4
第二節、EGARCH 模型	6
第三節、相關檢定及選擇模型準則	8
第三章、實證研究	10
第一節、樣本描述	10
第二節、分析結果	12
第四章、結論	20
參考文獻.....	21

圖目錄

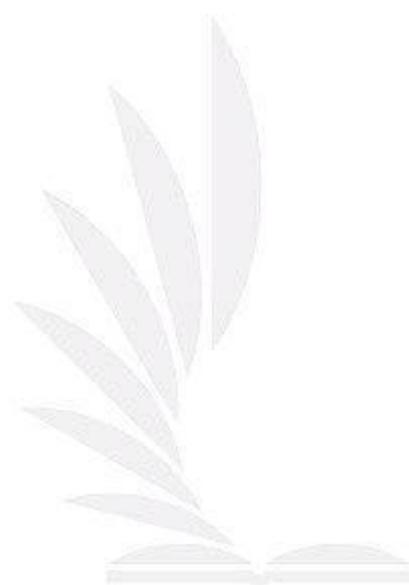
圖 1、S&P500、TWSE、Hang Seng、Nikkei 原始時間序列圖14

圖 2、S&P500、TWSE、Hang Seng、Nikkei 報酬率時間序列圖 15



表目錄

表 1、S&P 500 現貨與亞洲市場期貨報酬率之敘述統計量	16
表 2、美國 S&P500 與亞洲各國係數估計及 ARCH 效果檢定.....	16
表 3、美國 S&P500 與亞洲各國 GARCH(1,1)參數估計	17
表 4、美國 S&P500 與亞洲各國 EGARCH(1,1)參數估計	18
表 5、GARCH(1,1)與 EGARCH(1,1)模型 AIC 準則結果.....	19



第一章、緒論

第一節、研究動機與背景

對許多投資人來說，分析期貨與現貨兩市場間報酬的領先與落後關係是很重要的，所謂領先與落後關係是指當交易者擁有市場資訊的時候，如果先在某一個市場上採取行動，則會在這市場的價格或報酬中先反應出來，因此，價格或報酬的領先落後關係，便能夠分辨出來(詹博欽, 2000)。對於研究對象為期貨價格會領先現貨價格反映金融市場的指標，也被視為期貨市場的重要功能之一，Kawaller, Koch and Koch (1987)針對 S&P 500 股價指數期貨與其現貨每分鐘日內價格進行研究，結果發現，期貨領先現貨的關係相當穩定，然而 Abhyanker (1995)發覺股價指數期貨有領先股價指數現貨的情況且當股價指數現貨市場的交易成本較低時，會造成股價指數期貨報酬領先的程度與顯著性均較弱，證實了較低的交易成本或進入成本是股價指數期貨市場反應快速的原因之一(謝凱丞, 2002)。

指數期貨的功能主要就是作為現貨操作者一個避險、套利和投機等三項用途。而投資人在進行指數期貨交易時，買賣雙方一定要觀察現貨指數，做為交易參考的依據，否則期貨市場就會失去方向感，所以在市場上就可以同時看到兩種的指數價格，一種是現貨指數，一種是期貨指數。

由於牽涉到市場預期心理和持有成本(Cost-of-carry)的緣故，因此期貨指數和現貨指數的價格之間常會存在一定的基差(Basis)關係。有部份市場投資人也會根據基差的變化，來預測未來行情的可能走勢。藉由現貨與期貨的領先落後關係，找出合理的現貨指數基準，而期貨指數的成交價位也大抵不出這個範圍，太高或太低都會引發法人機構進場套利。至於期貨是大於現貨或小於現貨，在理論上是期貨稍大，但在實務上，會以當時的狀況(如是否是除息旺季、多頭或空頭等……)、

並視市場交易人之態度而定，反而最重要的不是大小，而是正、負逆轉之時，也就是常態性與非常態性的差別¹。

本研究利用美國 S&P 500 現貨與具代表性的三個亞洲市場的指數期貨—香港恆生指數 (Hang Seng Index)、日本日經 225 指數 (Nikkei Stock Average)、台灣加權股價指數 (TWSE)作為研究標的，探討領先與落後關係。

根據美西人壽全球華人網提出，S&P500 股價指數乃是由美國 McGraw Hill 公司，自紐約證交所、美國證交所及上櫃等股票中選出 500 支，因為 S&P 指數幾乎佔紐約證交所股票總值 80% 以上，且在選股上考量了市值、流動性及產業代表性等因素，所以此指數貨一推出，就極受機構法人與基金經理人的青睞，成為評量操作績效的重要參考指標。StockQ 國際股市指數²中提到香港恆生指數以及日經 225 指數，香港恆生指數 (Hang Seng Index)採用市值加權編算，擁有 33 隻成分股，涵蓋香港股票市場總值超過 70%，乃投資香港的重要指標。日本經濟平均指數 (Nikkei Stock Average)簡稱日經平均指數，是由日本經濟新聞推出的東京證券交易所的 225 品種的股價指數，為投資日本的重要參考指標。TWSE 臺灣證卷交易所中說明，臺證所的股價指數為自行編製的「加權指數」，發行量加權股價指數係以 1966 年為基期，基期指數設為 100，其採樣樣本除特別股、全額交割股外，其餘上市股票均包括在內。被視為是臺灣經濟走向的主要指標之一(陳執中, 2006)。

¹ 文章摘自大展證券資訊網 <http://www.tachan.com.tw/>

² StockQ 國際股市指數摘自 <http://www.stockq.org/>

第二章、研究方法

過去研究假設報酬變異數固定，但金融資產時間序列資料具有自我迴歸條件異質變異數效果，因此近來研究多以 Bollerslv (1986) 的一般化自我迴歸條件異質變異數(generalized autoregressive condition heteroskedasticity; GARCH) 模型來捕捉金融資產變異數不固定的特性，但在 GARCH 模型結構中，假設當期條件變異數為前期條件變異數與殘差項平方之函數，因此條件變異數只會隨著殘差項的大小值改變，並不會隨殘差項正負符號而改變，導致不對稱效果(asymmetric effect) 產生(鄭昕宜, 2004)。

以下為文獻中常使用之對稱性 (G) ARCH 模型及非對稱性 GARCH 模型：

1. 對稱性 (G) ARCH 模型

- (1) Engle (1982) — autoregressive conditional heteroskedasticity，簡稱 ARCH 模型。
- (2) Engle、Lilien 和 Robins (1987)—ARCH in mean，簡稱 ARCH-M 模型。
- (3) Bollerslev(1986)— generalized autoregressive conditional heteroskedasticity，簡稱 GARCH 模型。
- (4) Engle、Lilien 和 Robins (1987) — GARCH in mean，簡稱 GARCH-M 模型。

2. 非對稱性 GARCH 模型

- (1) Glosten, Jagannathan 和 Runkle (1993)—簡稱 GJR GARCH 模型。
- (2) Nelson (1991)— exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity，簡稱 EGARCH 模型。
- (3) Engle、Ng(1993)—nonliner generalized autoregressive conditional heteroskedasticity，簡稱 NGARCH 模型。
- (4) Zakoian (1994) —threshold generalized autoregressive conditional heteroskedasticity，簡稱 TGARCH 模型。

本文分析採用 GARCH 和 EGARCH 模型，模型詳述於第一節和第二節。

Granger 因果關係

有關變數間的因果關係推論將可能會有判斷錯誤的機會，因此 Granger (1969) 提出了 Granger 因果關係檢定 (Granger causality test)。此理論簡單的來說，他認為變數與變數間是否具因果關係，是建立在預測性 (predictability) 上，從簡單的例子來看，如果我們使用變數 A、B 與變數 C 的過去資料訊息來預測 A，比起不含 B 的過去資料訊息來預測 A 來的強，此時我們可以知道 B 與 A 有因果關係。在實證模型上，他利用線性預測 (linear predictor) 並以均方誤差 (mean square error) 的大小作為判斷預測能力的依據 (邱智賢, 2007)。

第一節、GARCH 模型

Markowitz (1952) 假定價格是變異數固定之常態分配，並提出以資產報酬率的變異數作為衡量風險的指標。然而 Fama (1965) 發現金融資產具有波動叢聚現象 (volatility clustering)，亦即大的變化常伴隨大的變化，小的變化常伴隨小的變化；金融商品間具有高狹峰、厚尾及變異數隨著時間而改變的特性。

Engle (1982) 提出自我迴歸條件異質變異數模型 (autoregressive conditional heteroskedasticity，簡稱 ARCH 模型)，允許條件變異數為過去殘差項的函數，使得條件變異數具有隨時間改變而變動的特性。

ARCH(q) 模型

$$\text{估計一組資料 } R_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2). \quad (2.2.1)$$

其中 R_t 表示第 t 期報酬率， X_t 為外生變數 (exogenous variable)。

σ_t^2 代表給定過去資訊下， ε_t 的條件變異數：

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2. \quad (2.2.2)$$

誤差項的變異數和誤差項的前期相關。

Bollerslev (1986)將 ARCH 模型延伸，加入條件變異數本身的影響效果，提出一般化自我回歸條件異質變異數模型(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity，簡稱 GARCH 模型)，此模型不但能夠修正 ARCH 模型過長的線性遞延結構，而且讓模型更具有彈性與解釋力。GARCH 模型是一個專門針對金融數據所做的迴歸模型，除去和簡單線性迴歸模型相同的之處，GARCH 對誤差的標準誤進一步的建模。特別適用於波動性的分析和預測，這樣的分析對投資者的決策能起到非常重要的指導性作用，其意義很多時候超過了對數值本身的分析和預測。

GARCH(p,q)模型

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (2.2.3)$$

p, q 表示 GARCH 模型的階次，若 p=0 則此模型就變成 ARCH(q)，

誤差項的變異數與誤差項的前 q 期以及誤差項變異數的前 p 期相關 Bollerslev (1987) 也宣稱，GARCH (1,1) 足以適用在大部分的經濟時間數列。

GARCH(1,1) 模型

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2.2.4)$$

GARCH(1,1) 模型中，當期的條件變異數受前一期誤差項與變異數之影響，在所有參數皆為非負數的限制下， $\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_1 > 0$ ， $\beta_1 > 0$ ，以及 σ_t^2 滿足共變異數穩定的條件 $0 \leq \alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，若前一期發生大(小)幅度變動，則當期也會發生大(小)幅度變動，此一特性與財務實證研究中波動聚集(volatility clustering)的現象相符。GARCH模型同時也可以呈現資料為厚尾(fat tail)與高狹峰(leptokurtic)的特性，因此利用GARCH(1,1)模型來進行預測，將提高模型的解釋力並降低預測誤差。

Nelson (1991)認為GARCH模型在設定上仍有若干的缺失存在，以下為三項缺點：

1. GARCH模型無法解釋現在的報酬率與未來的報酬波動度呈現負向關

係。

2. GARCH模型在條件變異數中，對參數限制不能為負數，有可能破壞了條件變異數的動態過程，無法將條件變異數隨機波動的行為納入考慮。
3. GARCH模型無法解釋前期的衝擊對當期條件變異數的影響持續時間。因此，Nelson (1991) 提出能修正 GARCH 模型缺點的不對稱 EGARCH(exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)模型(雷立芬, 2010)。

第二節、EGARCH 模型

ARCH 與 GARCH 模型對於波動現象是以對稱性 (symmetric) 呈現，但根據 French et al. (1987) 及 Nelson (1991) 指出，市場對於好消息與壞消息存在波動性不對稱現象 (asymmetric)，且壞消息比好消息更容易引發下期較大幅度波動。在探討波動不對稱性現象時廣為研究者所使用的模型，如 Nelson (1991) 所提出指數型 GARCH 模型 (Exponential GARCH, EGARCH)。Nelson (1991) 利用 EGARCH 模型研究發現美國股市報酬波動具有不對稱性的現象。此外 Glosten et al. (1993) 指出探討股票報酬波動性時，若忽略不對稱現象可能會導致波動性估計的偏誤。

在過去的一些文獻中發現，金融商品報酬的波動具有不對稱效果，如 Black(1976),Schwert(1989)等，他們都發現到負報酬所產生的波動性比正報酬所產生的波動性還大，探究其原因乃是因為融資槓桿效果 (leverage effect)，槓桿效果是由學者 Black (1976) 所提出，Black (1976) 發現當期未預期之股票報酬變動與未來股票報酬波動間存在負相關。Black (1976) 將此現象歸因於當公司當期股價受不利消息衝擊時，若不配合舊有負債大幅減少，將會使負債對股東權益的比率增加，使得財務槓桿程度加大，因此持有股票的風險將會提高，導致未來股價波動增加，報酬變異偏高。也就是說，當本期的金融價格受到事件或或訊息的衝擊而下降時，該公司的融資槓桿比率會上升，使得融資槓桿程度增加，因此會使

持有金融商品的風險增加，而使得未來報酬波動率加大，所以本期的未預期衝擊對未來報酬率波動的影響具有不對稱性。另外，Campbell 和 Hentschel (1992)更提出了另一可能的原因是波動的回饋效果 (volatility feedback effect)，由於波動具有持續性，即正的衝擊(好消息)通常跟隨著正的衝擊，使未來的波動增加、風險增加的效果使公司股價下跌，而抵消了正的衝擊所帶來的影響，相對的，對負的衝擊(壞消息)而言，波動的回饋效果反而會擴大對負的衝擊的影響，因而造成報酬波動的不對稱效果。

變異數方程式：

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right| + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}}} \right) + \alpha \ln(\sigma_{t-1}^2) . \quad (2.3.1)$$

其中

ε_{t-1} ：表示t-1期的殘差

σ_t ：報酬率的條件變異數，即波動性

γ ：表示符號效應的迴歸係數

根據Nelson (1991)的研究，以及Hamilton (1994)的整理， γ 具有下列性質：

1. $\gamma > 0$ 時，標準化殘差的絕對值愈大(小)，則條件波動會有愈大；其代表在財務金融市場上常出現的波動叢聚現象。
2. $\gamma = 0$ 時，同規模正向報酬衝擊與負向報酬衝擊(ε_{t-1})具有相同效果。
3. 當 $\gamma < 0$ 時，不論是正向或是負向同規模報酬衝擊，都會使報酬率波動性增加，但是負向報酬衝擊的增加效果較大。

GARCH模型與EGARCH模型兩者之差異：GARCH模型與EGARCH模型之條件變異數都會隨著時間變動而變動。但是EGARCH模型，對於參數的估計幾乎沒有限制，因此可有效捕捉到好消息與壞消息對於條件變異數的衝擊；而GARCH模型則設定好消息與壞消息之衝擊都是相同的，此為兩模型最大之差異(雷立芬, 2010)。

第三節、相關檢定及選擇模型準則

將分析序列配適模型前，先對時間序列進行單根檢定，確認數列是否平穩，並於配適模型後，對殘差進行 ARCH 檢定，檢定殘差是否具有自我相關及確認是否配適 ARCH 或 GARCH 模型，配適模型後，再以 AIC 為準則選擇較佳模型。相關之檢定方法及選擇模型準則說明如下：

1. 單根檢定 (unit root test)：

單根檢定乃檢定時間序列資料是否平穩及整合級數(integrated order)；所謂整合級數乃是指時間序列資料只要經過若干次差分即可轉換成平穩型時間序列模式，「單根」即數列本身為非定態數列，需經 d 次差分才可達定態，舉例來說，某一個沒有確定項的時間序列，經過 d 次差分後可達定態，則稱此數列稱為 d 階整合，記為 $X_t \sim I(d)$ ，若某一數列不需經過差分即可達定態，表示該數列不具有單根，記為 $I(0)$ ，稱為「零階整合」。由於共整合之變數必須為同階的整合級次，故在進行共整合檢定之前必須先對時間數列進行單根檢定，確定變數間具有相同階的整合級次。其檢定假設為， H_0 :有單根， H_1 :無單根，檢定的顯著水準為 $\alpha=0.05$ ，若 p -value 皆大於顯著水準，為接受 H_0 ，表示此數列有單根(不平穩)，需再進一步改進；反之，若 p -value 皆小於顯著水準，為拒絕 H_0 ，表示數列無單根且合適、平穩(葉淑媚, 李佳樺, & 許天維, 2007)。

2. ARCH-LM 檢定

Robert Engle 導出 ARCH 的 LM 檢定，因計算簡單廣被採用，為促成 ARCH 廣泛流行原因之一(楊奕農, 2009)。要檢定某一數列是否為一 ARCH(q)模型可表示成：

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2.$$

$$H_0: \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0.$$

$$H_1: \alpha_i \neq 0 \text{ for any } i.$$

檢定步驟：

$$(1) \hat{y}_t = \alpha + \widehat{\varepsilon}_t^2。$$

(2) 以 $\widehat{\varepsilon}_t^2$ 對常數項, $\widehat{\varepsilon}_{t-1}^2, \dots, \widehat{\varepsilon}_{t-q}^2$ 作迴歸並計算 TR^2 , 式中 T 為樣本大小, R^2 做為判定係數

(3) 若虛無假設成立(即沒有 ARCH)則 TR^2 服從 $\chi^2(q)$ 分配。

3. AIC 準則

赤池信息量準則 (Akaike information criterion、簡稱 AIC) 是衡量統計模型擬合優良性的一種標準, 是由日本統計學家赤池弘次創立和發展的, 是屬於一種判斷時間序列模型是否恰當的訊息準則, 一般來說, 數值愈小, 時間序列模型的配適較好。AIC 鼓勵數據擬合的優良性但是盡量避免出現過度擬合 (Overfitting) 的情況。所以優先考慮的模型應是 AIC 值最小的那一個, AIC 的方法是尋找可以最好地解釋數據但包含最少自由參數的模型(楊奕農, 2009)。



第三章、實證研究

第一節、樣本描述

1. 資料描述

本研究之日資料實證數據來自 Bloomberg 資料庫，以美國 S&P 500 現貨股價指數、香港恆生期貨股價指數、日本日經 225 期貨股價指數及台灣 TWSE 期貨股價指數之每日收盤價格，並將非交易日以前一交易日之收盤價格補齊，再計算每日報酬率作為分析數據，資料起訖時間為 2006 年 1 月 1 日至 2012 年 9 月 25 日。

2. 資料處理

S&P500 現貨市場對於亞洲期貨市場之領先/落後關係式如 (3.1.1) 式

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 X_t . \quad (3.1.1)$$

以係數 ϕ_1 是否顯著來判定是否具領先/落後關係。

以日本日經 225 期貨股價指數報酬和 S&P500 現貨報酬為例說明兩者領先/落後的關係式如下：

$$y_t^{JP} = \phi_0 + \phi_1 X_t^{S\&P500} . \quad (3.1.2)$$

$$y_t^{JP} = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1}^{S\&P500} . \quad (3.1.3)$$

$$y_t^{JP} = \phi_0 + \phi_1 X_{t-2}^{S\&P500} . \quad (3.1.4)$$

$$y_t^{JP} = \phi_0 + \phi_1 X_{t-3}^{S\&P500} . \quad (3.1.5)$$

探討 S&P500 現貨報酬($X^{S\&P500}$)對於日經 225 期貨報酬 y^{JP} ，當期(式 3.1.2)、領先一期(式 3.1.3)、領先二期(式 3.1.4)、領先三期的關係(式 3.1.5)；若反應變數改為 S&P500 現貨報酬($y^{S\&P500}$)，關係式說明如下：

$$y_t^{S\&P500} = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1}^{JP} . \quad (3.1.6)$$

$$y_t^{S\&P500} = \phi_0 + \phi_1 X_{t-2}^{JP} . \quad (3.1.7)$$

$$y_t^{S\&P500} = \phi_0 + \phi_1 X_{t-3}^{JP} . \quad (3.1.8)$$

則是探討 S&P500 現貨對於日經 225 期貨，落後一期(式 3.1.6)、落後二期(式 3.1.7)、落後三期(式 3.1.8)的關係。式中 S&P500(t-1)對於 JP(t)即美國 2009/1/1 對於日本 2009/1/2 之資料，JP(t-1)對於 S&P500(t)即日本 2009/1/1 對於美國 2009/1/2 之資料。

本文將各市場指數資料轉換為報酬率並取對數作分析。

$$r_t = \log(1 + R_t) = \log\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) * 100\% . \quad (3.1.9)$$

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 . \quad (3.1.10)$$

其中，

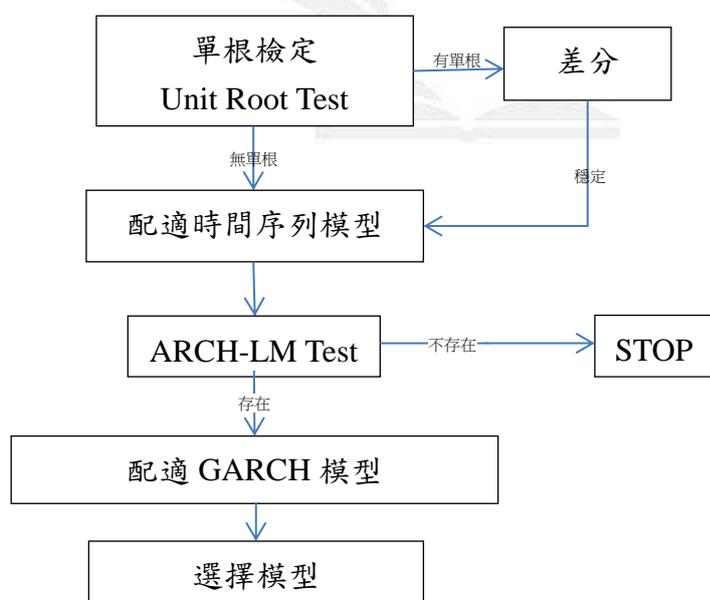
r_t : 第 t 期對數報酬率

R_t : 第 t-1 期至 t 期的報酬(one-period simple return)

P_t : 第 t 期股價指數

P_{t-1} : 第 t-1 期股價指數

3. 研究流程



本研究以 Eviews5.0 分析數據。首先將對數報酬率序列進行單根檢定(Unit Root Test)，虛無假設為序列有單根現象(序列不平穩)，若檢定結果為不拒絕虛無

假設，表示此序列不平穩，則將此序列差分至平穩狀態。序列呈平穩狀態後，再配適時間序列模型，並進行 ARCH LM Test 檢定序列是否存在異質變異數，若拒絕虛無假設則表示存在異質變異數，再進而配適 GARCH 模型，並利用最小平方方法(Least Square)估計模型參數。

第二節、分析結果

本研究探討 S&P500 現貨指數與亞洲三國(Nikkei、Hang Seng、TWSE)期貨指數之間的領先/落後關係，其時間序列模型如下：

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 \chi_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) . \quad (3.2.1)$$

當解釋變數 (χ_t) 為 S&P500 現貨報酬，透過 (3.2.1) 式， χ_t 代入當期($X_t^{U.S}$)、領先一期($X_{t-1}^{U.S}$)、領先二期($X_{t-2}^{U.S}$)、領先三期($X_{t-3}^{U.S}$)來探討 S&P500 現貨指數是否領先亞洲市場期貨指數；當反應變數 (y_t) 為 S&P500 現貨報酬， χ_t 透過代入 X_t^{Asia} 、 X_{t-1}^{Asia} 、 X_{t-2}^{Asia} 、 X_{t-3}^{Asia} ，來探討 S&P500 現貨指數是否落後亞洲市場期貨指數，而條件變異式則配適 GARCH 和 EGARCH 模型進行研究分析。

表 1 為 S&P 500 現貨指數與亞洲期貨指數報酬率之敘述統計量，如表 1 所示，自 2006 年 1 月 1 日至 2012 年 9 月 25 日除日經 225 指數(Nikkei)的平均報酬率為負值，其餘三個市場的平均報酬率為接近 0 的正值，其中又以香港恆生指數(Hang Seng)的報酬率最高。觀看四個市場的最大值與最小值發現，台指(TWSE)報酬全距及標準差最小，表示波動較其他市場小，香港恆生全距及標準差最大，故波動較大。由峰態係數可看出四個市場皆呈現高狹峰，符合一般金融資料的特性，因存在風險與不確定性，所以資料會呈現超峰態與厚尾的現象。

表 2 為模型 3.2.1 的參數估計值及 ARCH 效果檢定的檢定統計量及 P 值，由於常數項 ϕ_0 皆不顯著(P 值大於 0.05)，所以模型不含常數項，ARCH 效果檢定的 P 值皆小於 0.05，表示殘差存在自我相關，需配適 GARCH 模型，本研究配適 GARCH(1,1) 模型其參數估計值如表 3，配適 EGARCH 模型其參數估計值如表

4。

由表 2、3、4 結果歸納得知，亞洲市場期貨指數與 S&P500 現貨指數之領先/落後關係如下：

1. 日本：

S&P500 現貨指數與日經 225 期貨指數，無論配適 GARCH(1,1)模型或 EGARCH(1,1)模型，當期係數顯著，且 S&P500 領先一期及領先三期係數顯著，且 EGARCH(1,1)模型的 AIC 小於 GARCH(1,1)模型 AIC，故投資者可以參考 S&P500 現貨當期資訊，作為買賣日經 225 當期或下一期期貨指數的依據。

2. 香港：

恆生期貨指數，無論配適 GARCH(1,1)模型或 EGARCH(1,1)模型，對於 S&P500 現貨指數，除當期係數顯著外，還有落後 S&P500 現貨指數一期、三期的現象，故可判斷 S&P500 現貨在市場上反應較恆生期貨指數快速，投資者可將有較小 AIC 的 EGARCH(1,1)模型配適之結果作為參考。

3. 台灣：

台股期貨指數，有別於日本及香港期貨市場，對於 S&P500 現貨指數除了當期係數顯著、S&P500 現貨指數領先台股期貨指數一期及三期之係數外，更發現有 S&P500 現貨指數落後台股期貨指數二期的現象，即 S&P500 與台股之間有著雙向的領先落後關係，投資者在台股期貨市場買賣時，可依此結論作為參考依據。

實證結果發現 GARCH(1,1)與 EGARCH(1,1)模型的配適有著一致的結果，S&P500 現貨指數對於亞洲期貨市場，當期皆相關且皆有 S&P500 現貨指數領先一期、三期之關係，並且由 AIC 準則發現不對稱性之 EGARCH 模型較優於對稱性之 GARCH 模型，以上結論，可供投資者做參考。

圖 1、S&P500、TWSE、Hang Seng、Nikkei 原始時間序列圖

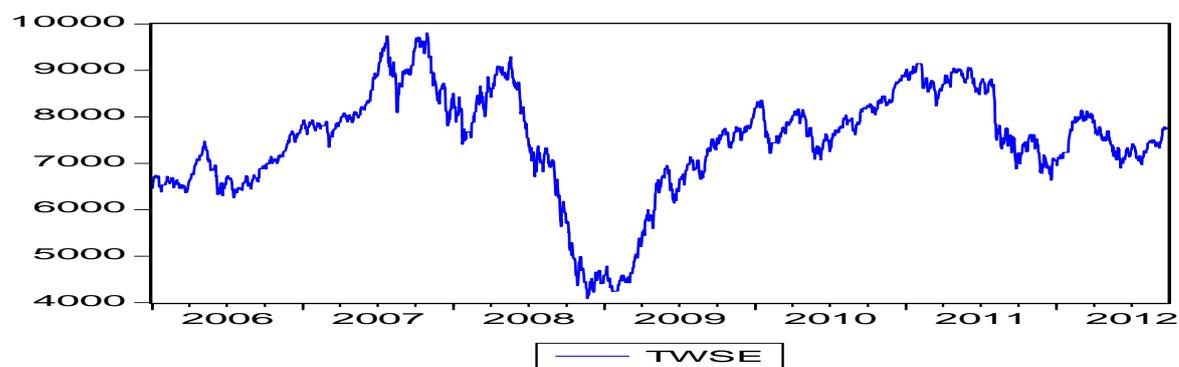
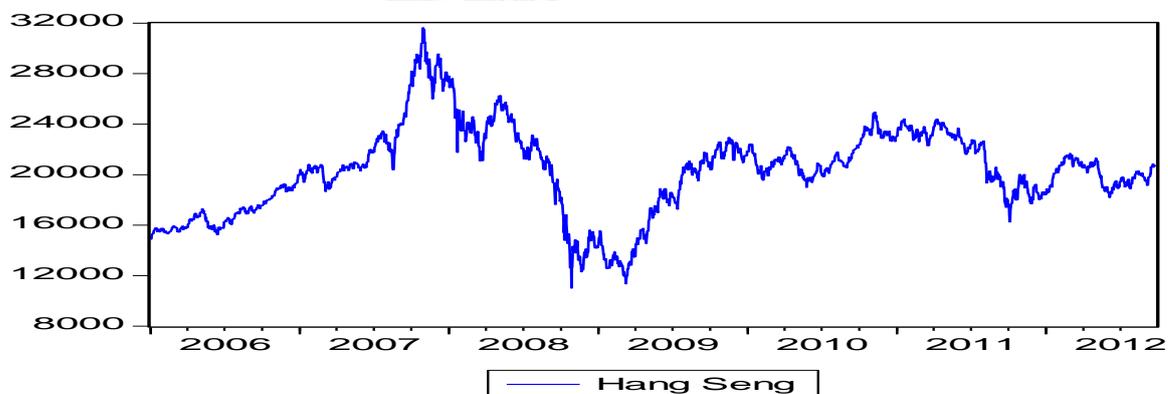
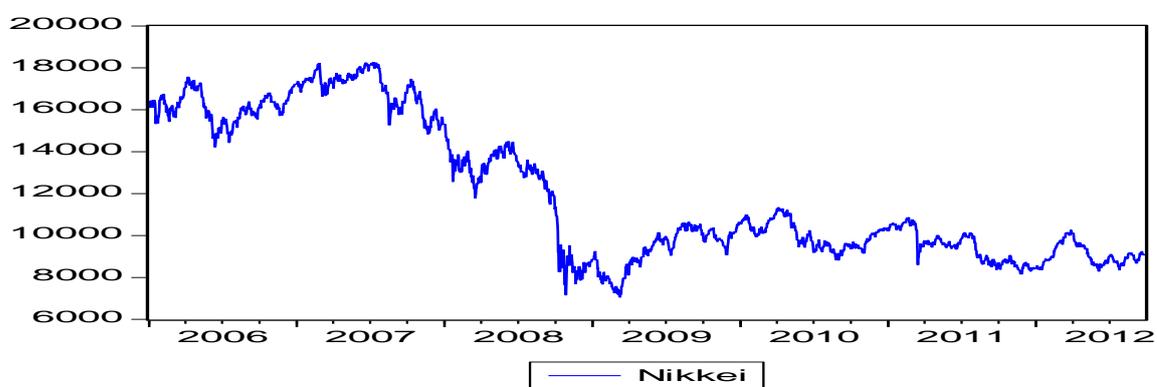
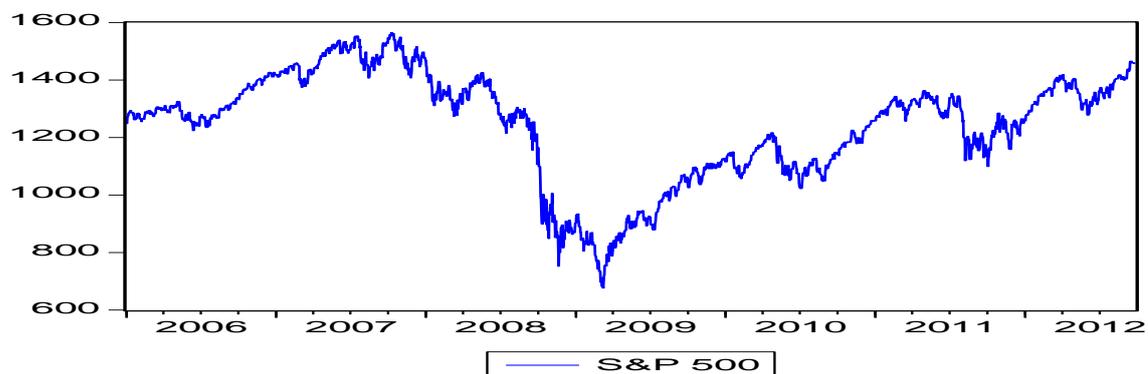


圖 2、S&P500、TWSE、Hang Seng、Nikkei 報酬率時間序列圖

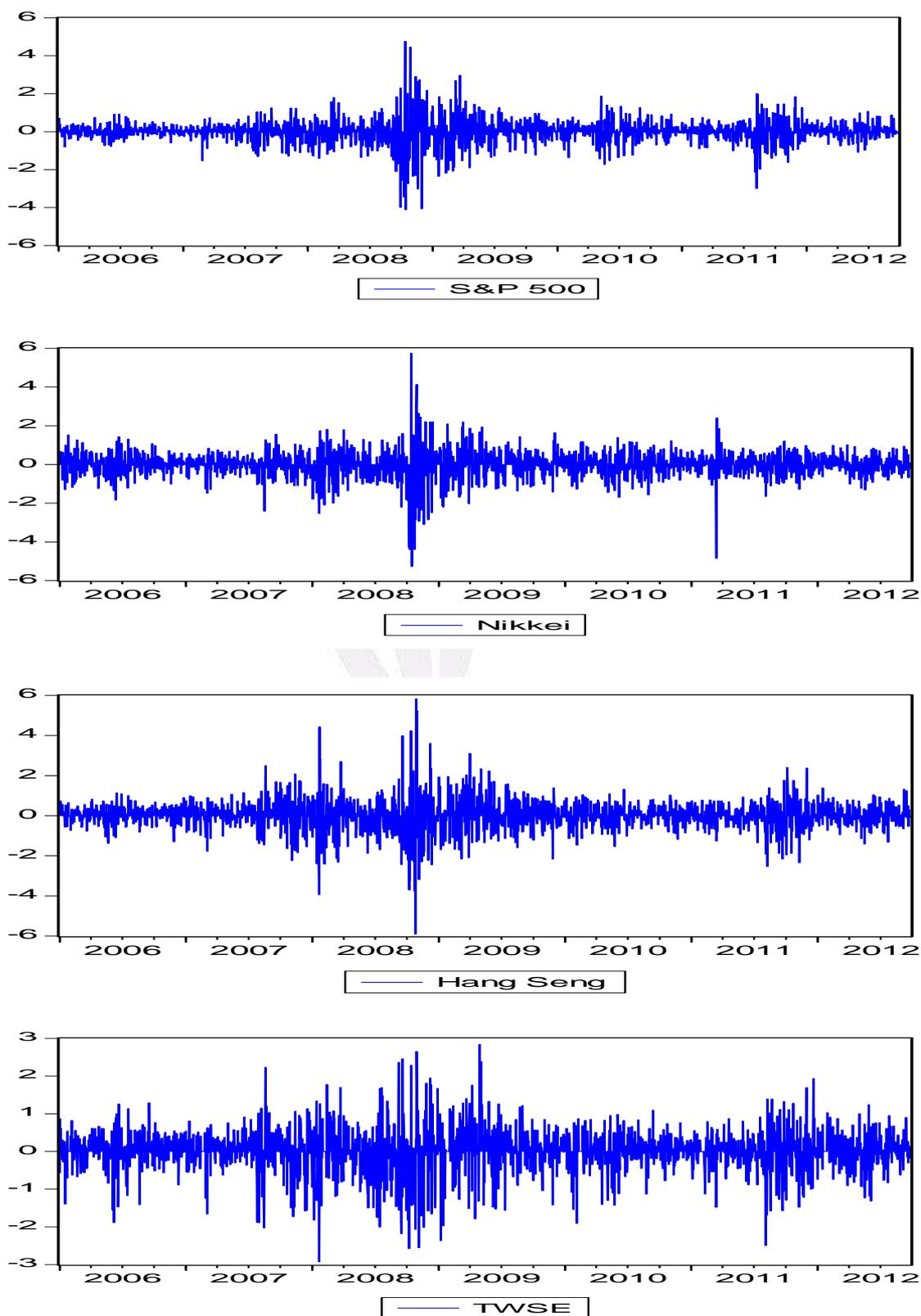


表 1、S&P 500 現貨與亞洲市場期貨報酬率之敘述統計量

	樣本數	平均數	最大值	最小值	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera
S&P 500	2459	0.0027	4.7587	-4.1126	0.5384	-0.3359	16.5885	18964.76
Nikkei	2459	-0.0101	5.7477	-5.2598	0.6031	-0.6578	17.1326	20641.33
Hang Seng	2459	0.0058	5.8225	-5.8986	0.6619	0.0771	15.016	14795.79
TWSE	2459	0.0029	2.8336	-2.925	0.5089	-0.4431	8.0588	2702.514

表 2、美國 S&P500 與亞洲各國係數估計及 ARCH 效果檢定

反應變數	解釋變數	$\hat{\phi}_0$	$\hat{\phi}_1$	ARCH 檢定
		估計值	估計值	統計量
JPt	S&P500t	-0.01048	0.296371*	73.2228*
JPt	S&P500t-1(領先 1 期)	-0.011685	0.423523*	90.99402*
JPt	S&P500t-2(領先 2 期)	-0.010185	0.037202	
JPt	S&P500t-3(領先 3 期)	-0.010679	0.113589*	79.13745*
S&P500t(落後 1 期)	JPt-1	0.002344	-0.05436*	73.82166*
S&P500t(落後 2 期)	JPt-2	0.002650	-0.005151	
S&P500t(落後 3 期)	JPt-3	0.002301	-0.005192	
HKt	S&P500t	0.005	0.137197	117.5843*
HKt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.004655	0.551243	72.07412*
HKt	S&P500t-2(領先 2 期)	0.00563	0.008599*	
HKt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.005121	0.086843	133.27*
S&P500t(落後 1 期)	HKt-1	0.00294	-0.047785	90.98327*
S&P500t(落後 2 期)	HKt-2	0.002464	0.025667*	
S&P500t(落後 3 期)	HKt-3	0.0024	-0.00982*	
TWt	S&P500t	0.002587	0.129231	32.95796*
TWt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.002332	0.308806	35.28536*
TWt	S&P500t-2(領先 2 期)	0.002735	0.03265*	
TWt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.002455	0.110244	33.08828*
S&P500t(落後 1 期)	TWt-1	0.002822	-0.02703*	
S&P500t(落後 2 期)	TWt-2	0.002296	0.044062	86.04293*
S&P500t(落後 3 期)	TWt-3	0.002393	-0.00403*	

註：*表示在 5% 的顯著水準下顯著異於零。

表 3、美國 S&P500 與亞洲各國 GARCH(1,1) 參數估計

反應變數	解釋變數	$\hat{\phi}_1$	GARCH(1,1)		
		估計值	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\beta}$
JPt	S&P500t	0.247093*	0.001827*	0.047551*	0.948033*
JPt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.497685*	0.002051*	0.05627*	0.937953*
JPt	S&P500t-2(領先 2 期)				
JPt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.14311*	0.002205*	0.051943*	0.942755*
S&P500t(落後 1 期)	JPt-1	-0.01983	0.001611*	0.059935*	0.933367*
S&P500t(落後 2 期)	JPt-2				
S&P500t(落後 3 期)	JPt-3				
HKt	S&P500t	0.136846*	0.005306*	0.0730*	0.910821*
HKt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.519019*	0.006132*	0.082156*	0.8940*
HKt	S&P500t-2(領先 2 期)				
HKt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.144561*	0.005641*	0.0756*	0.9071*
S&P500t(落後 1 期)	HKt-1	-0.022014	0.001614*	0.059367*	0.933837*
S&P500t(落後 2 期)	HKt-2				
S&P500t(落後 3 期)	HKt-3				
TWt	S&P500t	0.155361*	0.002235*	0.047261*	0.943955*
TWt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.34019*	0.002062*	0.047584*	0.943355*
TWt	S&P500t-2(領先 2 期)				
TWt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.108034*	0.002193*	0.046248*	0.945285*
S&P500t(落後 1 期)	TWt-1				
S&P500t(落後 2 期)	TWt-2	0.044134*	0.001535*	0.057331*	0.36318*
S&P500t(落後 3 期)	TWt-3				

註：*表示在 5% 的顯著水準下顯著異於零。

表 4、美國 S&P500 與亞洲各國 EGARCH(1,1)參數估計

反應變數	解釋變數	$\hat{\phi}_1$	EGARCH			
		估計值	$\hat{\omega}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$
JPt	S&P500t	0.232459*	-0.078011*	0.102568*	-0.057715*	0.989842*
JPt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.474615*	-0.087074*	0.111453*	-0.043678*	0.991111*
JPt	S&P500t-2(領先 2 期)					
JPt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.150001*	-0.086265*	0.107572*	-0.061455*	0.987938*
S&P500t(落後 1 期)	JPt-1	-0.011593	-0.078858*	0.081458*	-0.132074*	0.98456*
S&P500t(落後 2 期)	JPt-2					
S&P500t(落後 3 期)	JPt-3					
HKt	S&P500t	0.106521*	-0.092549*	0.096032*	-0.112196*	0.980122*
HKt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.501733*	-0.115244*	0.110025*	-0.126013*	0.97836*
HKt	S&P500t-2(領先 2 期)					
HKt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.143631*	-0.103672*	0.1034*	-0.1233*	0.9783*
S&P500t(落後 1 期)	HKt-1	-0.013978	-0.078108*	0.080626*	-0.13129*	0.984621*
S&P500t(落後 2 期)	HKt-2					
S&P500t(落後 3 期)	HKt-3					
TWt	S&P500t	0.153705*	-0.0812*	0.0966*	-0.0509*	0.9870*
TWt	S&P500t-1(領先 1 期)	0.321511*	-0.088732*	0.098669*	-0.0457*	0.985796*
TWt	S&P500t-2(領先 2 期)					
TWt	S&P500t-3(領先 3 期)	0.117317*	-0.088157*	0.098913*	-0.059635*	0.984571*
S&P500t(落後 1 期)	TWt-1					
S&P500t(落後 2 期)	TWt-2	0.055963*	-0.072103*	0.073042*	-0.133006*	0.986035*
S&P500t(落後 3 期)	TWt-3					

註：*表示在 5%的顯著水準下顯著異於零。

表 5、GARCH(1,1)與 EGARCH(1,1)模型 AIC 準則結果

反應變數	解釋變數	GARCH(1,1)	EGARCH(1,1)
		AIC	AIC
JPt	S&P500t	1.544139	1.537704*
JPt	S&P500t-1(領先 1 期)	1.420942	1.417968*
JPt	S&P500t-2(領先 2 期)		
JPt	S&P500t-3(領先 3 期)	1.568498	1.557767*
S&P500t(落後 1 期)	JPt-1	1.032736	0.983068*
S&P500t(落後 2 期)	JPt-2		
S&P500t(落後 3 期)	JPt-3		
HKt	S&P500t	1.456494	1.427645*
HKt	S&P500t-1(領先 1 期)	1.249848	1.221461*
HKt	S&P500t-2(領先 2 期)		
HKt	S&P500t-3(領先 3 期)	1.457027	1.422486*
S&P500t(落後 1 期)	HKt-1	1.032547	0.982844*
S&P500t(落後 2 期)	HKt-2		
S&P500t(落後 3 期)	HKt-3		
TWt	S&P500t	1.258742	1.250277*
TWt	S&P500t-1(領先 1 期)	1.174569	1.168835*
TWt	S&P500t-2(領先 2 期)		
TWt	S&P500t-3(領先 3 期)	1.268201	1.255998*
S&P500t(落後 1 期)	TWt-1		
S&P500t(落後 2 期)	TWt-2	1.026445	0.972938*
S&P500t(落後 3 期)	TWt-3		

註：*表示 AIC 指標下模型相對優良者。

第四章、結論

端看個別股價指數，四個市場中，由於台灣在主要國家股市中，漲跌幅限制 7%，其他法人成交比重較高的市場，都沒有漲跌幅限制，所以台灣加權股價期貨指數(TWSE)報酬波動在四個市場中為最小，當 2008-2009 全球金融海嘯來臨時，由原始時間序列圖以及報酬率時間序列圖，美國、香港、日本在市場皆有明顯反應，台灣在這段時間股價的波動則相對比較小。要探討 S&P500 與亞洲市場的領先落後關係，其關係到每日各市場有無重大事件影響經濟活動，使投資者對於股價買賣有所變動，在無重大經濟事故下，仍為美股領先亞洲市場股價，儘管是以現貨指數與期貨指數相比較，美國股票市場反應較快，因此亞洲市場投資者可以採用 S&P500 現貨當期資訊，作為買賣當期或下一期期貨的參考依據。

本報告的研究結果發現，香港恆生期貨指數、日本日經 225 期貨指數以及台灣加權股價期貨指數，無論配適 GARCH(1,1)或 EGARCH(1,1)模型，S&P500 現貨指數皆有領先一期及三期的現象，但比較特別的是台股期貨指數與 S&P500 現貨指數有著雙向的領先落後關係。股票價格的波動往往與一國經濟表現有很大的關係，由於美國物價指數權數更新速度最快，顯示國家的經濟表現活絡，若能充分了解經濟變數與股票報酬間變動之情形，便能有助於投資者提高投資報酬，因此以具代表性的 S&P500 現貨指數為依據，有利於亞洲市場的投資者，且由實證分析，條件變異數模型，以 EGARCH 較優於 GARCH 模型，以上，供投資者做參考。

參考文獻

中文部分

- 邱智賢. (2007). *貨幣政策目標對金融商品市場之影響-台灣加入 WTO 前後之比較*. (碩士), 國立政治大學, 台北市.
- 陳執中. (2006). *台股加權指數隔月收盤價預測之研究*. (碩士), 國立成功大學, 台南市.
- 詹博欽. (2000). *類股指數期貨交易對現貨及台股指數期貨市場之影響*. (碩士), 國立中央大學, 桃園縣.
- 楊奕農. (2009). *時間序列分析: 經濟與財務上之應用*: 雙葉書廊.
- 葉淑媚, 李佳樺, & 許天維. (2007). ARIMA 模式分析與預測——以鴻海股票市場日收盤價與報酬率為例. *臺中教育大學學報: 數理科技類*, 21(5), 51-69.
- 雷立芬. (2010). 不同樣本頻率之股市波動性估計—GARCH、TGARCH 與 EGARCH 之比較. 4(61), 294-300.
- 鄭昕宜. (2004). *價格傳遞與過度反應: 台美股票與期貨市場實證分析*. (碩士), 朝陽科技大學, 台中市.
- 謝凱丞. (2002). *台灣類股指數期貨與現貨領先落後關係之實證研究*. (碩士), 國立成功大學, 台南市.

西文部分

- Abhyankar, A. H. (1995). Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets. *Journal of Futures Markets*, 15(4), pp.457-488.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1987). A conditional Heteroskedastic Time Series Model For Speculative Price and Rate of Return. *Review of Economics and Statistics*, 19,.

542-547.

Black, F. (1976). Studies of Stock Market Volatility Changes. Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section, pp.177-181.

Campbell, Y. and L. Hentschel (1992). No News is Good News. *Journal of Financial Economics*. 31, pp.281-318.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Econometrica* **50**, 987—1007.

Engle, R., Lilien, D., Robins, R. (1987). Estimation of time varying risk premia in the term structure: the arch-m model. *Econometrica*, 55, 391—407.

Engle, R.F., Ng, V. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*. 48, 1749—1778.

Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*. 38, 34-105.

French, K., Schwert, G., Stambaugh, R. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19, 3-30.

Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E. (1993) .On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779—1801.

Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess returns on stocks. *Journal of Finance*. 48, 1779-1801.

Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica* 37(3): 424—438.

Kawaller, I. G., P. D. Koch and T. W. Koch(1987). The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index. *Journal of Finance*. 42(5),

pp.1309-1329.

Markowitz, Harry M. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance*, 7 (1), 77-91.

Nelson, D.B. (1991) .Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach.

Econometrica, 59(2), 347–370.

Schwert, G. W.(1989). Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of*

Business and Economic Statistics. 7, pp.147-159.

Schwert, G. W.(1989). Why Does Stock Market Volatility Change over Time?.

Journal of Finance. 54(5), pp.1115-1151.

Zakoïan J.M. (1994). Threshold Heteroskedastic Models. *Journal of Economic*

Dynamics and Control. 18, 931–955.

