

# 大陸證券 B 股報酬波動分析

## The Analysis of Stock Return and Volatility in China B Stock Indexes

陳勁甫 Ching-Fu Chen

南華大學旅遊事業管理研究所助理教授

鍾享庭 Xiang-Ting Zhong

南華大學財務管理研究所研究生

### 摘要

本文以大陸證券 B 股指數（包括：上海與深圳交易所）為樣本，驗證此一新興股票市場報酬波動之時間數列特徵。首先以 GARCH 模型來描述股價之波動行為，實證結果發現大陸 B 股市场呈現顯著之條件波動性。其次，以 GARCH-M 模型來探討風險與預期報酬間之關係，發現不同時點的波動性並不會影響市場之報酬。最後，本文亦利用交易日之虛擬變數探討兩市場報酬列之星期效應，發現星期效應之顯著存在於此二市場。

關鍵字：GARCH 模型、報酬、波動性、星期效應

### Abstract

This study examines the volatility of China daily B stock indexes, including Shanghai and Shenzhen Stock Markets. GARCH models are employed to capture the non-linearity embedded in the return series. We find significant existence of volatility from the results of GARCH models. In order to examine the relation between risk and expected return, in addition, GARCH-M models are chosen and show no significant evidence on the coefficient of conditional volatility in China B stock markets. Also, the weekday effect is found evident in both markets by introducing the dummy weekday variables into models.

Key words : GARCH model, Return, Volatility, Weekday Effect

## 壹、序論

股票市場經常為經濟的先行指標，故股票市場素有經濟的櫥窗之稱，隨著台灣經濟的泡沫化，集中市場加權股價指數不斷下跌，2001年股票市場平均成交值由第一季的1116億元到第二季只有567億元<sup>1</sup>；經濟成長率的逐漸下滑，由2001年第一季經濟成長率1.77%，至第二季降為-1.82%<sup>2</sup>，全年經濟成長率更首次出現負成長，便可看出端倪。而近十幾年來，大陸的經濟發展逐漸由保守的計劃經濟轉變為較具彈性的社會主義市場型經濟，雖然整個經濟的發展還是在計劃經濟的邏輯思考下進行。卻由於大陸具有豐富的人力與物力資源，加上擁有廣大的腹地與消費人口，因此已吸引龐大的台資與外資投入大陸市場。隨著兩岸的交流日深與中國大陸證券市場的逐漸開放與健全，許多台灣投資者因而將目光移至2001年經濟成長率達到7.3%並於2001年底加入世界貿易組織（WTO）的大陸證券市場。

股票市場容易受到許多經濟與非經濟因素的干擾而變動不定，尤其對中國大陸股市而言，更是如此。兩岸分裂後大陸始於1990年11月和1991年7月相繼成立「上海證券交易所」和「深圳證券交易所」，開辦人民幣普通股票（A股）的上市交易；1990年12月中國大陸政府在北平成立全國性的證券交易自動報價系統；1991年起大陸為了在股票市場吸引外資，發行一種只供中國境內外的外國和港、澳、台的自然人或法人購買的股票（B股）；1993年選擇部分國有企業在香港股市掛牌上市（H股）。這些事件均成為中國政府加速經濟改革的代表，上海與深圳股票市場的正式交易，除了提供廠商募集資金外，本地與外來投資人也可以因為經濟成長與企業的茁壯而享有的較佳的投資報酬。

中國大陸證券市場仍屬新興市場（參見表1），由於資訊的透明度不足較不具效率性，市場波動性高（級風險高），且對國際性風險因子（World Risk Factor）的敏感性較低，往往被投資者視為畏途因而怯步（Harvey, 1995）。另一方面，新興市場之平均報酬較高，因此，如能將其納入投資者之投資組合中，則可有效增加投資報酬率與降低投資風險。

表1：中國大陸是否為新興市場評估表

國 家	股票市場 總市值(1)	每人每年 國民所得 (2)	是否為 開發中 國家	金融體制 是否處於 發展中	有無外 資投資 限制	變現 性低	波動性 大	報酬率 高	是否為 新興市 場
中 國 大 陸	545 (億美元)	981 (美金)	○	○	○	○	○	○	○

資料來源：台灣新報資料庫；本研究綜合整理

1 統計資料至89年12月底；以1美金對8元人民幣兌換；2 統計資料至88年12月底；3. ○表示「是」；×表示「否」

由於國內對於大陸證券市場之生疏與相關研究文獻並不多，為能進一步探討中國大陸證券市場之特性，本研究乃以大陸B股指數為研究對象，並利用財務與經濟領域之GARCH波動模型及考慮星期效應因素來探討股價報酬時間數列之波動性。本文結構如下：第二部份為文獻回顧；第三部份介紹大陸證券市場發展現況，第四部份為實證分析與結果，第五部份為結論與建議。

<sup>1</sup> 根據台灣證券交易所單月市場成交平均值統計資料加以相加平均而得

<sup>2</sup> 90年台灣經濟成長率第一季為1.77%；第一季為-1.82%；第三季為-3.60%；第四季為-1.81%（資料來源：AREMOS資料庫）。

## 貳、文獻回顧

Shiller (1990) 指出一般學者進行有關股票市場波動性之研究樣本皆以工業化國家為研究對象，而實證研究方法主要為 Engle (1982) 所提出之自我相關條件變異 (ARCH) 與 Bollerslev(1986)所提出之一般化自我相關條件異質變異數模式(GARCH)，有關股價報酬是否具有波動性之實證研究結論不一。例如：French 等人(1987)分析美國股市 1928-1984 年間 S&P500 股票指數日資料，發現股價報酬具條件波動現象。其他相關研究，如：Pindyck (1984)；Baillie 與 DeGennaro (1990) 指出美國股票市場波動性與預期報酬之間具有交互關係；但 Theodossiou 與 Lee (1995) 則發現波動性與預期報酬之間並無交互關係。Errunza 與 Geyer (1994) 認為當期的報酬變異與前期資訊之間具有高度相關性。常見股票市場波動現象相關研究課題，包括：非線性 (non-linearities) 現象 (Lima, 1998)、異常星期交易日 (weekday effect) 效果 (Aggarwal 與 Schatzberg, 1997) 與波動移轉或外溢效果 (Booth 等人, 1997) 等。

國內財務經濟領域關於波動性研究為數不少。林楚雄、劉維琪與吳欽杉 (1997, 1999) 針對台灣股票集中市場與店頭市場，利用不對稱性的 GARCH-M 模型探討報酬期望值與條件波動之關係，發現兩類市場條件波動性行為皆具有不對稱性。許溪南、沈添吉 (1997) 研究台灣取消放款利率上下限及存款利率上限管制時，商業本票與銀行同業家拆款利率之波動行為，發現 GARCH (1, 1) 模型可用以描述大部分拆款利率日資料、週資料與商業本票日資料之非線性結構。王懷賢 (2000) 研究 TAIEX 及 SIMEX 台股指數期貨，發現 TAIEX 及 SIMEX 台股指數期貨指數皆呈現不收敛情形，兩組資料均為非線性結構，轉換後的資料也呈現非常態分配。序列明顯存在條件異值變異性，而殘差的相關維度並不趨於收敛，因此研究認為並沒有證據顯示 TAIEX 及 SIMEX 台股指數期貨具有確定性混沌現象。曾寶磁 (2000) 以國內外股市風險溢酬、工業產出成長率與貨幣供給率等六項變數作為匯率風險溢酬的解釋因子，以英國與台灣作為研究對象，發現不論英國或台灣，前一期與前兩期的匯率風險溢酬普遍對當期的風險溢酬具有影響力。李婉瑜 (2001) 以日本、台灣、中國大陸、香港、韓國、新加坡、泰國、馬來西亞、印尼、及菲律賓等十個亞洲國家地區股票與外匯市場作為研究標的，期間自 1994 年 3 月 17 日至 2 年 10 月 31 日，經配置 MA (1) - GARCH (1, 1) 模型後，研究發現各國股票市場及外匯市場波動之行為具異質性，但未發現股市與匯市間具有系統上的關聯。

Lee、Chen 與 Rui (2001) 研究大陸上海與深圳股市 A、B 股等四種指數，在各指數編制起點至 1997 年 12 月 31 日止期間之波動性，發現四指數波動具不對稱性、持續性(persistence)與可預測性，但預期報酬與風險間並不具有相關性。

## 參、大陸證券市場發展現況

由於實施經濟開放政策中國大陸自 1985 年起公司得以資本股份化方式募集資金。1991 年起為能透過股票市場吸引外資，發行以人民幣標示面值，以外幣認購和進行交易，只供中國境內外的外國和港、澳、台的自然人或法人購買的股票 (B 股)；1993 年選擇部分國有企業在香港股市掛牌上市 (H 股)，但當時大陸的資本市場並不發達，境內居民(自然人)不得買賣 B 股，只能在 A 股市場中投資，長久下來，A 股的平均本益比愈來愈高，至 2001 年初 A、B 股之間的價格差距約為四倍。但隨著大陸經濟市場的開放，外資被允許進入大陸股市，人民生活的富足、所得與儲蓄

率的提高<sup>3</sup>，而存款利率卻偏低，且需扣繳高額的利息所得稅，法人於是紛紛設立證券投資基金，證券公司增資擴大，保險資金進入股市，以供資金宣洩的管道，股市發展因而轉趨熱絡。

大陸證券市場有二個交易市場：一是上海證券交易市場，另一為深圳證券交易市場。深圳上市的公司多為地區性公司，上海市場則以工業公司為主，所有上市公司都須向中國證監會申請上市審核，再由證監會以分配方式掛牌在上海或深圳二市場。依目前大陸政策傾向未來將全力發展上海交易市場，深圳股市將轉型為類似創業版市場，因此，新上市企業已不再分配到深圳交易所掛牌。投資大陸 B 股首先必須開立 B 股帳戶，投資人可以選擇在有資格從事 B 股交易業務的證券營業部、委託銀行、證券代理機構登記開戶或經由電子系統辦理即時開戶、即時交易，與台灣較不同的是，在大陸下單購買股票，券商必須確定客戶帳戶餘額足夠才肯接受委託單，並且不可作空，但台灣只須於委託買賣後兩天資金到位即可。B 股交易時間與 A 股相同，分為前市（上半場）9：30 至 11：30 與後市（下半場）13：00 至 15：00，但上海 B 股的交易日期必須同時為中國及美國的工作日；深圳 B 股的交收日期必須同時為中國及香港的工作日。如遇股價暴漲暴跌或其他意外事件等特殊狀況時，交易所有權休市或變更開市時間。每一營業日開市後，第一筆成交價以連續競價方式產生，作為該證券的開盤價，當日最後一筆成交價為該證券的收盤價。首日上市的股票是以前上市前的「公開發行承銷價」，作為其前一日之收盤價，但不受價格漲跌幅 10% 的限制。

上海證券交易所成立於 1990 年 12 月，為一會員制、非營利事業法人。上海證券股票指數於 1990 年 12 月 19 日正式開始發布，指數選取樣本為所有在上海證券交易所掛牌的股票。上市公司的總股本為上海證券指數的權數，但上市公司之股票有可分為有流通股與非流通股，所以一家上市公司的流通股與總股本並不一致，但總股本大的股票對股票指數的影響較大，新上市公司之股票須繳交上市初費，於上市後的第二天納入股價指數的計算範圍，其後並每月繳交上市月費以保有上市資格。上海證券交易所擁有亞太地區最大的交易大廳，交易模式則以無形席位為主，有形席位為輔的方式，對所有的證券交易皆按照「價格優先」、「時間優先」的原則撮合競價成交，開戶需繳交開戶費用，上海 B 股個人戶開戶費用 19 美元、法人機構 85 美元。每筆交易證券公司收取佣金為交易金額的 0.43%（即台灣所俗稱的手續費），另外並需繳交 0.3% 之印花稅與交易金額 0.05% 的結算費，在買賣價格方面，申報價位最小變動幅度為 0.001 美元，漲跌幅則定為 10%。

深圳證券交易所成立於 1991 年 7 月，為一會員制事業法人機構。深圳證券股票指數以 1991 年 4 月 3 日為基期，指數選取樣本為所有在深圳證券交易所掛牌的股票，權數為上市股票公司之總股本。深圳證券交易所並沒有設立交易大廳，完全採取無形席位交易模式，市場行情透過網路連線達成交易，深圳 B 股除了集中交易外，另有對敲交易系統，系統接受後不可撤銷，主要針對股份託管在同一證券商處，但不同投資者之間的股份協定轉讓，B 股證券商在開市後至收盤前 5 分鐘，將其接受的同一種達 5 萬股以上之 B 股買入委託和賣出委託撮合配對，經由交易所對敲交易系統確認後達成交易。開戶亦需繳交開戶費用，深圳 B 股個人戶開戶費用 120 港元、法人機構 580 港元。證券公司收取交易金額的 0.43% 做為交易佣金，並繳交 0.3% 之印花稅與交易金額 0.05% 或不超過 500 港元為限的結算費，若股份託管需繳交 100 港元，股價漲跌幅為 10%。

<sup>3</sup> 2001 年 3 月大陸金融機構各項存款額為人民幣 128,899.71 億元，其中儲蓄存款額 68,365.13 億元(佔全部存款額的 53.04%)，企業存款額 45,147.08 億元(佔全部存款額的 35.02%) (陳建勳、陳元保、史惠慈，2001)。

2001年初，大陸股票市場開放境內自然人購買證券B股，受此刺激開戶數大為增加，交易日趨熱絡，繼之而來的影響預期包括：吸引更多外來資金投入，企業募集資金將更趨於容易；B股市場的活絡將有利於股票市場的穩定發展；將有利於A、B股市場的合併整合，以使上海取代東京、香港成為亞太金融中心；有利於大陸投資人或基金管理者，在投資上有更多樣化的選擇以分散風險，分享外資企業的利潤。此做法將有利於股票市場的規範化，以解決A、B股在因先天制度環境不相同，造成投資者理念差異再加上外部市場影響等因素，而出現兩種股票具相同權力卻不同價格、不同報酬和不同財務會計制度等異常現象。

有關上海與深圳證券交易所B股交易之主要特徵，整理如表2。

表2：上海與深圳證券交易所B股交易主要特徵

	上海證券交易所	深圳證券交易所
交易證券種類	股票、受益憑證、債券(包括：金融債券、政府債券、企業債券)、股權證、基金	股票、受益憑證、債券(包括：金融債券、政府債券、企業債券)、股權證、基金
流通總市值	B股：798.48(單位：億元人民幣)	B股：632.47
日均量成交金額	B股：19.02(單位：億元人民幣)	B股：15.85
掛牌公司家數	B股：54家	B股：56家
清算幣別	B股：美金	B股：港幣
交易系統	採電腦集中競價制度	採電腦集中競價制度
交易手續費	1. 固定費率 2. 買賣雙方各收千分之3.5	1. 固定費率 2. 買賣雙方各收千分之3.5
稅率	千分之2	千分之2
交割方式及期間	1. 採餘額交割 2. 一級交割(券商交易所) 3. B股：T+3日(第三交易日15點前)	1. 採餘額交割 2. 一級交割(券商交易所) 3. B股：T+3日(第三交易日15點前)
融資券信用交易	禁止	禁止
託管方式	全面指定交易且採無紙化流通方式	託管券商制度且採無紙化流通方式
漲跌幅度	10%	10%

資料來源：本文綜合整理。

#### 肆、GARCH 波動性分析模式

波動性的定義為未預期的資產價格變化量，因此波動性的變化主要是因為價格未預期的上升或下降所造成。就財務金融相關應用來說，報酬的波動性運用廣泛，例如：在從事動態避險時，必須對資產報酬的二階動差(變異數)進行估計，以決定避險比率；計算證券報酬的標準差，以應用於Black-Scholes的選擇權定價模型等..。以歷史資料為基礎的計量模型(如：歷史波動性模型、ARCH模型、GARCH模型)，將市場波動性的動態行為予以特性化，以過去的時間數列資料為基礎，利用波動性具有群聚(clustering)的特性，對波動性加以適當描述及預測。

由於大部分之財務時間序列資料呈現具波動變化之情形，因此如ARMA型模式需假設變異數相等性之模式通常較無法掌握資料完整之特性。關於波動性之分析方法上，最常見為自我迴

歸條件變異數異質模式(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)及其延伸之相關模式。各模式之學理與內容，已有相當多之文獻進行探討，非本文之重點。本節僅就本研究所採用之 GARCH 與 GARCH-M 兩波動分析模式加以說明。

### 一、GARCH 模式

傳統上，一般學者研究計量經濟與時間數列模型均假設預期變異數並不會隨著時間而改變，即變異數相等性。然而，相當多實證研究發現變異數並非固定不變，而是隨時間之變化而改變。因此，Engle (1982) 提出自我迴歸條件異質變異數模型 (ARCH Model)，將條件變異數會隨時間而改變的現象加以考慮。但 ARCH 模型必須先設定一固定的遞延結構 (Fixed Lag Structure)，以避免負的參數產生，因此 Bollerslev (1986) 修正 ARCH 模型，將過去的條件變異數對當其之條件變異數的影響列入考慮，以產生更富於彈性的遞延結構，稱之一般化自我迴歸條件變異數異質模式 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)。

Engle 所提出之 ARCH(q) 模式如下

$$\begin{aligned} Y_t | \Psi_{t-1} &\sim N(X_t \beta, h_t) \\ h_t &= h(\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2, \alpha) \\ \varepsilon_t &= y_t - X_t \beta \end{aligned}$$

其中，

$y_t$  為第  $t$  期之時間序列資料；

$\Psi_{t-1}$  為至  $t-1$  期為止，所有資訊之集合；

$X_t \beta$  為  $y_t$  時間序列之平均值；

$h_t$  為  $y_t$  的條件變異數；

$\alpha$  與  $\beta$  為參數之向量； $q$  為落遲(lagged)階數

Bollerslev 的 GARCH(p,q) 模式如下：

$$\begin{aligned} Y_t | \Psi_{t-1} &\sim N(X_t \beta, h_t) \\ \varepsilon_t | \Psi_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \end{aligned}$$

其中， $p \geq 0, q \geq 0, \alpha_0 > 0$

$$\alpha_i \geq 0, i=1, 2, \dots, q$$

$$\beta_j \geq 0, j=1, 2, \dots, p$$

$p$  為條件變異數  $h_t$  自我相關之階數

由於 GARCH 模型將過去的殘差項及過去的變異數同時納入條件變異數方程式中，修正了 ARCH 模型過長的線性遞延遞減結構，使條件變異數在結構設定上更富有彈性及合理性。

## 二、GARCH-M 模式

條件期望值受條件變異數影響之一般化自我迴歸條件變異數異質模型 (General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in Mean; GARCH-M) 為 Engle, Lilien 與 Robbins (1987) 所提出。Engle 等人將 GARCH 模式中的條件變異數視為影響條件平均值的變數之一，並將其加入條件平均值方程式中。因為在資產評價理論(CAMP)之研究中，相當重視投資預期報酬與風險間的關係，一般認為在給定的期間內，股票風險越大，投資者要求的期望報酬也越高，亦即資產組合的期望報酬與風險間具有正向關係。GRACH-M 模式將條件平均數與條件變異數連接起來，因此提供研究預期報酬與市場風險一個方便且周延之架構。

GARCH-M 的模式如下：

$$y_t = \beta x_t + \gamma h_t + \varepsilon_t$$
$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \phi_j h_{t-j}$$

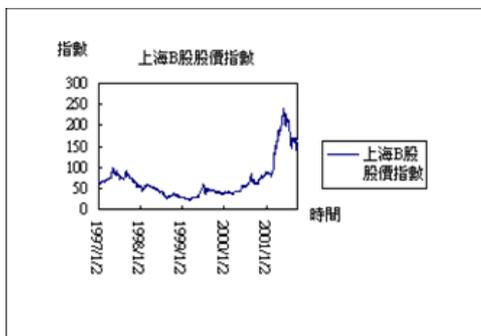
其中， $\varepsilon_t$  滿足弱定態 (weakly stationary) 的必要條件為：

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \phi_j < 1$$

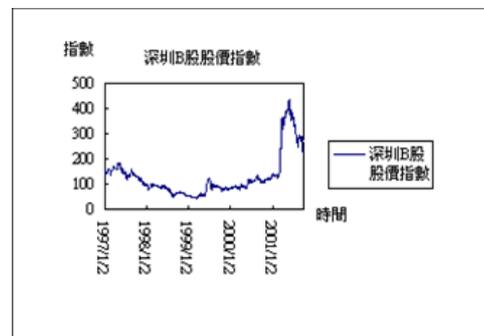
## 伍、實證分析

### 一、基本資料描述

本研究資料選取自台灣新報資料庫 (TEJ Data Bank) 之國際股價指數日收盤資料。上海證券交易所股價指數編制方法與台灣證券交易所相類似，採取以「計算期發行量為權數」的斐氏股價指數公式<sup>4</sup> (Passche) 計算而來；而深圳證券交易所股價指數編制方法則採取以「基期發行量為權數」的拉氏股價指數公式<sup>5</sup> (Laspeyre) 計算而得。大陸證券市場於 1996 年 12 月 26 日實行漲跌幅 10% 限制，所以本研究進行實證之時間設定自 1997 年 1 月 1 日起到 2001 年 9 月 30 日止。選取樣本為中國大陸證券市場 B 股指數 (包括：上海與深圳兩市場)，樣本點共計 1235 個。樣本取樣期間，上海與深圳兩股市 B 股股價時間序列分別如圖一與圖二所示。



圖一 上海 B 股股價指數趨勢圖

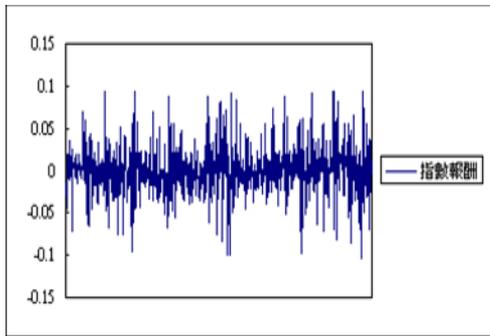


圖二 深圳 B 股股價指數趨勢圖

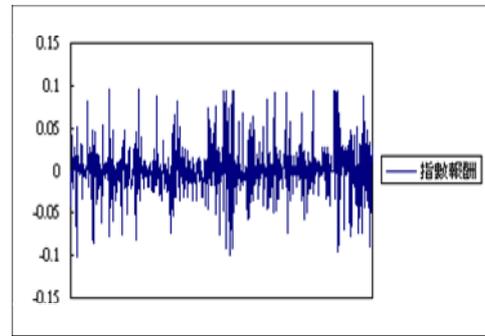
<sup>4</sup> 斐氏股價指數為德國人 H. Passche 於 1874 年提出，以計算期的發行量或成交量為權數。

<sup>5</sup> 拉氏股價指數為德國人 G. Laspeyre 於 1864 年提出，以基期的發行量或成交量為權數。

報酬( $R_t$ )的計算是股價( $P_t$ )取自然對數的一階差分，即  $R_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$  或  $R_t = \log(P_t/P_{t-1})$ ，其中  $P_t$  表示時點  $t$  的股票指數， $P_{t-1}$  表示時點  $t-1$  期的股票指數。有關兩證券市場 B 股股價指數日報酬（參見圖三、圖四）之相關序列的敘述性統計統計量，如表 3 所示。



圖三、上海 B 股股價報酬走勢圖



圖四、深圳 B 股股價報酬走勢圖

就平均數而言，上海與深圳 B 股平均日報酬率均為正值，代表研究期間大陸證券市場股價指數走勢是向上的。就偏態而言，上海與深圳 B 股票指數之偏態係數都大於標準差的兩倍，顯示強烈右偏態現象。就峰態係數而言，上海及深圳 B 股市場皆呈現係數大於 3 之高狹峰，表示序列資料分配型態相對於常態分配而言具有厚尾（fat-tail）的現象。Jarque-Bera 統計量檢定結果，均拒絕常態性之虛無假設，顯示所有數列皆非常態分配。Ljung-Box Q 統計量主要用於檢定序列是否具序列相關(serial correlation)之情形，其計算公式為： $Q(N) = T(T+2) \sum_{j=1}^N (\rho_j^2 / T - j)$ ，其中  $\rho_j$  表示落後  $j$  期的樣本相關係數， $T$  為樣本數。Ljung-Box Q 值檢定日股價報酬數列  $\{R_t\}$  與日股價報酬平方數列  $\{R_t^2\}$  均具有顯著自我相關<sup>6</sup>。後者更表示報酬數列可能存在變異數異質性，因此 (G) ARCH 模式應適用於本研究之分析。

## 二、單根檢定

本研究先將日報酬數列進行 ARIMA 模型配適，以捕捉上述自我相關之因素。Box 與 Jenkins (1976) 指出，在將資料配適 ARIMA 模型之前，必須要確定資料之定態性。所謂定態(stationary)指的是一數列的聯合條件機率不回隨著時間的變動而改變之隨機過程。因此，若一隨機過程  $\{S_t\}$  符合： $E(S_t) = \mu$ ， $\text{Var}(S_t) = \sigma^2$ ， $\text{Cov}(S_t, S_{t+j}) = \text{Cov}(S_{t-k}, S_{t-k+j})$  等條件，則稱之為定態，反之則為非定態(Non-stationary) 或具有單根(unit root)。本研究使用 Dickey 與 Said (1984) 所提出之 Augmented Dickey Fuller (ADF) 統計量來檢定漂浮項(drift)與時間趨勢項的一階自我相關 AR(1) 模型，以判定各報酬數列是否為定態。

由表 4 之 ADF 統計量可知日報酬數列高度顯著拒絕資料具有單根之假設，表示資料呈現定態數列。經各種模型實際配適結果比較，發現已 ARMA(1,0) 模型最佳。

<sup>6</sup> 自我相關係數可以反映出股價調整新訊息之速度與完整性，當自我相關係數為正時表示股價緩慢而部分調整，負值時表示股價過度調整。

為了解 ARMA(1,0)模型是否可完全捕捉報酬數列所具之變異數異質性，本研究乃針對 ARMA(1,0)配適後所得之殘差數列進行 ARCH-LM 之變異數異質性檢定。若虛無假設  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_p = 0$  無法被拒絕，則表示數列資料不適用於 (G) ARCH 模型。由表 5 可知，各日報酬數列之條件變異數皆存有異質性，亦即殘差的變異數不是一個常數，而是會隨著時間的演變而波動。這代表前期的誤差項變異數會影響到本期的變異數，因此必須引入 GARCH 模型進行實證分析。

表 3：日報酬資料之描述性統計

日報酬資料	上海 B	上海 BSQ	深圳 B	深圳 BSQ
平均數	0.000729	0.000792	0.000431	0.000763
中位數	-0.000386	0.000183	-0.000148	0.000116
最大值	0.094452	0.010592	0.095525	0.010146
最小值	-0.102917	0.000000	-0.100728	0.000000
標準差	0.028137	0.001572	0.027637	0.001650
偏態係數	0.248595	3.359650	0.365972	3.390234
峰態係數	4.915532	15.37189	5.646121	14.94707
Jarque-Bera	186.8478	9456.397	359.6111	9002.913
P-value	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
Q (1)	16.844***	72.089***	49.932***	119.25***
Q (15)	39.279***	285.55***	277.89***	472.39***
Q (20)	47.079***	297.74***	305.02***	491.42***

註：1.\*\*\*顯著水準 1%，\*\*顯著水準 5%，\*顯著水準 10%。

2. 上海 B：表示上海 B 股股票指數；上海 BSQ：表示上海 B 股股票指數報酬平方值；深圳 B：表示深圳 B 股股票指數；深圳 BSQ：表示深圳 B 股股票指數報酬平方值。

3.  $f_{0.75} - f_{0.25}$  為時間數列中間累計分配 50% 之分配值（若為常態分配其值為 1.36）； $f_{0.6} - f_{0.4}$  為時間數列中間累計分配 20% 之分配值（若為常態分配其值為 0.5），用以判斷分配型態是否為高狹峰型態。

表 4：ADF 單根測試

樣本	上海 B		深圳 B	
	C	C&T	C	C&T
ADF Test	-23.26384***	-23.34458***	-22.44691***	-22.52087***
AR (1)	-0.911882***	-0.916932***	-0.865308***	-0.869934***
常數項 (C)	0.000719	-0.001719	0.00439	-0.001836
趨勢 (T)		4.25E-06		3.97E-06
樣本觀察數	1228	1228	1228	1228

註：1.\*\*\*顯著水準 1%，\*\*顯著水準 5%，\*顯著水準 10%。

2. C：常數項；T：趨勢項；C&T：常數項&趨勢項。

表 5：上海與深圳指數報酬率之 ARCH 效應檢定

	上海 B	深圳 B
ARCH	27.58921	33.17388
P-value	0.000***	0.000***

註：1.\*\*\*顯著水準 1%，\*\*顯著水準 5%，\*顯著水準 10%。

2. ARCH 統計檢定量為 Engle's (1982) LM (Lagrange Multiplier) 檢定，其中 LM 統計量為  $(T-P)R^2$ ，T 為整體樣本數，P 為落後期數， $R^2$  為判定係數，當  $X^2 = (T-P)R^2 > X^2(P)$  時，則拒絕虛無假設  $H_0$ ：變異數無異質存在。

### 三、條件波動性

本研究為考慮交易日之星期效應，因此 GARCH(p,q) 模型設定如下：

$$R_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j D_{tj} + \varepsilon_t$$

其中  $R_t$  表示所選樣本股價指數之日報酬， $\varepsilon_t$  為誤差項，D 為交易日之星期效應虛擬變數，當交易日為一星期內之特定一日時，星期效應虛擬變數等於 1，其他日則為 0。

由於  $\varepsilon_t$  不必然具變異數同質性，故條件變異數  $h_t$  定義如下：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_t$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$$

另為探討預期報酬與風險間之關係，GARCH-M 模型設定如下：

$$R_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^n \gamma_i R_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j D_{tj} + \theta \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$$

利用實證樣本資料，考慮誤差項變異數同質性與異質性之不同假設，分無星期效應與有星期效應，分別就上海與深圳兩股市之報酬數列  $R_t$  進行模型支配適，結果如表 6 與表 7 所示。表 6 與表 7 中，AR(1) 代表誤差性變異數同質性之模型，GARCH 則代表誤差性變異數異質性之模型。以模型最大似值 (Log likelihood) 可知，上海及深圳兩股市之 GARCH 模型均較 AR 模型為佳，且 GARCH 模式中 ARCH 項係數 (即  $\alpha$ ) 與 GARCH 項係數 (即  $\beta$ ) 皆具高度顯著，表示不論上海或深圳 B 股指數報酬數列皆存在異質性現象。而就偏態係數與峰態係數而言，GARCH 模型之結果亦較 AR 模型稍加，表示 GARCH 模型較 AR 模型更能說明報酬波動聚集 (Volatility Clustering) 之現象。此外，根據弱定態  $\sum \alpha_i + \sum \beta_i < 1$  之必要條件，發現兩股市之  $\sum (\alpha + \beta)$  均接近於 0.9，表示報酬的變動具有持續性，重大事件發生後，市場報酬之變動隱含跟隨著較大的變動。

由於新興股票市場貨幣市場之發展通常並不健全，其殖利率曲線無法建立，使得該新興市場並不存在名目無風險利率，所以必須以間接的方法以研究風險與報酬間的關係，以了解風險溢酬的假設是否成立。因此本研究以 GARCH-M 模型，並分考慮平均報酬具 AR 過程與否兩類，進行風險對報酬之影響關係，上海與深圳兩股市之配適結果分別如表 8 與表 9。發現除表 8 上海 B 股不具 AR(1) 之 GARCH-M 模型之  $\theta$  項係數在顯著水準 10% 下顯著外，其餘表 8 與表 9 之各模型  $\theta$  係數值皆不顯著，可知大陸證券 B 股市場條件波動與預期報酬無相關，即不同時點的波動性並

不會影響此二新興市場之報酬。投資人承擔較高風險通常會要求較高的風險貼水(Risk Premium)，但此種現象在大陸證券B股市場之中並不顯著。

經由表5、表6、表7及表8，分別探討上海與深圳B股AR(1)-GARCH(1,1)與AR(1)-GARCH(1,1)-M模型後，本研究再取各模型殘差進行ARCH-LM測試，以了解大陸證券B股市場是否仍存在未發現之異質性存在，發現各標的經模型配置後之殘差項並沒有明顯存在其餘之條件異質性變異性(見表10與表11)。

#### 四、星期效應

所謂星期效應(weekday effect)指的是一星期中，某一特定交易日之股價平均報酬率顯著較其他較交易日為高或低的現象。例如，若發現星期一的股價平均報酬率較低，而星期三或星期五的股價平均報酬率較高，則存在著星期效應或週末效應(weekend effect)(Cross, 1973; French, 1980; Smirlock 與 Starks, 1986 等)。星期效應之存在，表示股票市場存在套利機會，為一無效率市場，而股價報酬無法經由資產定價理論(CAPM)來解釋。有關星期效應之主要理論 Pettengill and Buster (1994)指出包括：(一)公開宣告假說(Public Announcement Effect Hypothesis)：股價平均報酬率的星期效應乃導因於公開宣告訊息而產生，而主要為市場面效果(Market-Wide Effects)之訊息。(二)資訊處理假說(Information-Processing Hypothesis)：投資人於一週之工作日時較無暇蒐集投資訊息，因而蒐集資訊成本較高；當週末時時間較充裕，蒐集資訊成本較低。(三)憂鬱星期一假說(Blue Monday Hypothesis)：股價平均報酬率的變動主要是來自於投資人對該交易日內之悲觀態度而定，當投資人對星期一交易日市場交易持悲觀態度而且市場為一無效率市場時產生。(四)標準工作日假說(Standard Workday Hypothesis)：在無效率市場下，由於社會工作體制上的安排，使得機構賣方(Seller-Instituted)在星期一市場缺乏流動性而共給與需求不平衡下，佔有交易之優勢地位，機構買方(Buyer-Instituted)則在其餘交易日佔有優勢。

本研究將星期交易日設定為虛擬變數，就普通迴歸AR(1)、GARCH與GARCH-M等模型，探討大陸證券市場是否具有星期效應現象。由表6上海B股之AR(1)模型與GARCH模型結果顯示，星期一效應(顯著水準10%下)、星期三效應(顯著水準5%下)與星期五效應(顯著水準5%下)具顯著性。表8上海B股GARCH-M模型結果顯示，星期一與星期五效應(顯著水準5%下)具顯著性。此外，表7及表9深圳B股AR(1)模型、GARCH模型與GARCH-M模型結果顯示，星期一效應與星期五效應(顯著水準5%下)具顯著性。歸納上述結果可知，大陸證券市場具有星期一與星期五之報酬異常效應。

#### 肆、結論與建議

本研究應用非線性模型於大陸證券B股股價報酬時間數列資料，以探討其報酬波動行為。選取樣本包括上海B股指數與深圳B股指數，資料時間起點為1997年1月1日至2001年9月30日止，各1235筆資料。首先以GARCH模型配適結果發現適用於解釋大陸證券B股市場波動性具有聚集性之行為特性。而GARCH-M模型顯示條件變異數項( $\theta$ )係數並不顯著，可知大陸證券B股市場條件波動對預期報酬之影響並不存在，不同時點的波動性並不會影響到此二新興市場之報酬。此項發現則亦與Lee、Chen與Rui研究1997年以前B股指數預期報酬與風險間並不具有相關性之結論相同。在星期效應之檢定上，本研究發現大陸證券B股存在交易日之星期效應現象。

報酬波動性之預測模型，對於投資人或法人機構於實務上進行證券評價與投資組合之建立，

是非常重要的環，但運用不同的模型所得的研究結果，卻往往得到不同的結論而使模型之運用充滿爭議。因此，(1) 建議後續研究者可運用其他各種不同之波動性模型，以比較得其最適性。(2) 加入 Engle 與 Ng(1993) 所提出之診斷信檢定法，來檢視模型中是否存在波動不對稱現象。(3) 比較特定事件後之大陸證券市場波動行為，以了解投資者是否會因重大事件的發生，市場風險程度增加，而要求更高的風險溢酬。(4) 大陸證券 B 股由於限制投資者的身分，因此，造成其股價與證券 A 股股價有嚴重落差的現象，2001 年初雖然放寬限制，使兩股價價差縮小<sup>7</sup>，但投資於此一不具市場效率性之淺碟型、投機色彩與人治色彩濃厚之新興股票市場，投資者仍宜多加小心，審慎控管投資風險。

---

<sup>7</sup> 至 2001 年 3 月 25 日止，上海市場由平均價差 4.1 倍拉近為 2.53 倍，深圳市場則由平均價差 4.7 倍拉近為 1.83 倍。

表 6：上海 B 股市場 AR 與 GARCH 模型

	上海 B		上海 B with dummy	
	AR	GARCH	AR	GARCH
$\gamma_0$	0.000747	0.000215	-0.002851 <sup>*</sup>	-0.002713 <sup>*</sup>
$\gamma_i$	0.121142 <sup>***</sup>	0.134005 <sup>***</sup>	0.115884 <sup>***</sup>	0.126171 <sup>***</sup>
D <sub>Mon</sub>			0.004314 <sup>*</sup>	0.004275 <sup>*</sup>
D <sub>Tue</sub>			0.004801 <sup>**</sup>	0.003064 <sup>**</sup>
D <sub>Thu</sub>			0.003778	0.003610
D <sub>Fri</sub>			0.004900 <sup>**</sup>	0.004856 <sup>*</sup>
Constant		8.90E-05 <sup>***</sup>		7.79E-05 <sup>***</sup>
$\alpha$		0.191896 <sup>***</sup>		0.183007 <sup>***</sup>
$\beta$		0.698226 <sup>***</sup>		0.712626 <sup>***</sup>
Log Likelihood	2470.208	2556.422	2712.193	2814.370
Skewness	0.212463	0.209106	0.231576	0.230034
Kurtosis	4.813283	4.805867	5.228344	5.215949

註：1.\*\*\*顯著水準 1%，\*\*顯著水準 5%，\*顯著水準 10%。

2. Q 表示 Ljung-Box statistic

3. AR 模型中值表示 t 值；GARCH 模型括弧中值表示 z 值

表 7：深圳 B 股市場 AR 與 GARCH 模型

	深圳 B		深圳 B with dummy	
	AR	GARCH	AR	GARCH
$\gamma_0$	0.000473	-0.000717	-0.003509 <sup>**</sup>	-0.002950 <sup>*</sup>
$\gamma_i$	0.151674 <sup>***</sup>	0.173781 <sup>***</sup>	0.148659 <sup>***</sup>	0.169196 <sup>***</sup>
D <sub>Mon</sub>			0.005044 <sup>**</sup>	0.004669 <sup>**</sup>
D <sub>Tue</sub>			0.003945 <sup>*</sup>	0.002184
D <sub>Thu</sub>			0.004541 <sup>*</sup>	0.001961
D <sub>Fri</sub>			0.006140 <sup>***</sup>	0.004903 <sup>**</sup>
Constant		0.000112 <sup>***</sup>		0.000111 <sup>***</sup>
$\alpha$		0.238424 <sup>***</sup>		0.244572 <sup>***</sup>
$\beta$		0.615916 <sup>***</sup>		0.597570 <sup>***</sup>
Log likelihood	2496.342	2614.361	2742.410	2882.056
Skewness	0.292683	0.283232	0.317057	0.311979
Kurtosis	5.529052	5.525362	5.981580	6.000876

註：1.\*\*\*顯著水準 1%，\*\*顯著水準 5%，\*顯著水準 10%。

2. Q 表示 Ljung-Box statistic

3. AR 模型中值表示 t 值；GARCH 模型括弧中值表示 z 值

表 8：上海 B 股市場 GARCH-M 模型

	上海 B without dummy		上海 B with dummy	
	GARCH-M without AR (1)	GARCH-M with AR (1)	GARCH-M without AR (1)	GARCH-M with AR (1)
$\theta$	0.220174 <sup>+</sup>	0.173128	0.164078	0.121692
$\gamma_0$	-0.005273	-0.003935	-0.006605 <sup>**</sup>	-0.005476 <sup>+</sup>
$\gamma_i$		0.128821 <sup>***</sup>		0.123325 <sup>***</sup>
D <sub>Mon</sub>			0.004395 <sup>**</sup>	0.004334 <sup>**</sup>
D <sub>Tue</sub>			0.003074	0.003075
D <sub>Thu</sub>			0.003697 <sup>+</sup>	0.003568 <sup>+</sup>
D <sub>Fri</sub>			0.004750 <sup>**</sup>	0.004845 <sup>**</sup>
Constant	8.17E-05 <sup>***</sup>	8.50E-05 <sup>***</sup>	7.54E-05 <sup>***</sup>	7.58E-05 <sup>***</sup>
$\alpha$	0.176003 <sup>***</sup>	0.184975 <sup>***</sup>	0.173565 <sup>***</sup>	0.179118 <sup>***</sup>
$\beta$	0.723576 <sup>***</sup>	0.709651 <sup>***</sup>	0.725487 <sup>***</sup>	0.718948 <sup>***</sup>
Log likelihood	2552.351	2557.149	2810.211	2814.685
Skewness	0.130272	0.127312	0.156721	0.165160
Kurtosis	4.896657	4.802978	5.299774	5.216796

註：1.\*\*\*顯著水準 1%，\*\*顯著水準 5%，\*顯著水準 10%。

2.Q 表示 Ljung-Box statistic；3.資料來源：本研究分析結果

表 9：深圳 B 股市場 GARCH-M 模型

	深圳 A without dummy		深圳 A with dummy	
	GARCH-M without AR (1)	GARCH-M with AR (1)	GARCH-M without AR (1)	GARCH-M with AR (1)
$\theta$	0.118494	0.118202	0.181646	0.139930
$\gamma_0$	-0.001545	-0.001547	-0.007147 <sup>**</sup>	-0.005900 <sup>+</sup>
$\gamma_i$		0.017700		0.168214 <sup>***</sup>
D <sub>Mon</sub>			0.004822 <sup>**</sup>	0.004719 <sup>**</sup>
D <sub>Tue</sub>			0.002567	0.002249
D <sub>Thu</sub>			0.001978	0.001894
D <sub>Fri</sub>			0.004949 <sup>**</sup>	0.004812 <sup>**</sup>
Constant	5.03E-06 <sup>***</sup>	5.05E-06 <sup>***</sup>	0.000116 <sup>***</sup>	0.000111 <sup>***</sup>
$\alpha$	0.112395 <sup>***</sup>	0.110572 <sup>***</sup>	0.244817 <sup>***</sup>	0.244409 <sup>***</sup>
$\beta$	0.878557 <sup>***</sup>	0.879672 <sup>***</sup>	0.592205 <sup>***</sup>	0.598084 <sup>***</sup>
Log likelihood	3156.974	3154.162	2871.320	2882.193
Skewness	-0.879740	-0.859291	0.229097	0.206087
Kurtosis	9.078088	9.068109	6.072139	6.017810

註：1.\*\*\*顯著水準 1%，\*\*顯著水準 5%，\*顯著水準 10%。

2.Q 表示 Ljung-Box statistic 3.資料來源：本研究分析結果

表 10：上海與深圳 A、B 股 AR (1) - GARCH (1, 1) 模型殘差 ARCH-LM 測試表

階 數	上海 B		深圳 B	
	LM-test	P-Value	LM-test	P-Value
1	0.000170	0.9955	-0.003577	0.9046
2	0.009614	0.7472	-0.016615	0.5777
3	0.037153	0.2131	0.024593	0.4100
4	-0.047550	0.1110	-0.023687	0.4276
5	0.015057	0.6137	-0.014048	0.6380

資料來源：本研究分析結果

表 11：上海與深圳 A、B 股 AR (1) - GARCH (1, 1) - M 模型殘差 ARCH-LM 測試表

階 數	上海 B		深圳 B	
	LM-test	P-Value	LM-test	P-Value
1	-0.001872	0.9498	-0.004460	0.8807
2	0.010356	0.7272	-0.021021	0.4792
3	0.038961	0.1891	0.028513	0.3371
4	-0.046104	0.1206	-0.019144	0.5193
5	0.015315	0.6062	-0.016422	0.5804

資料來源：本研究分析結果

### 參考文獻

1. 王懷賢, TAIFEX 及 SIMEX 台股指數期貨之非線性及混沌現象, 國立成功大學企業管理研究所碩士論文, 台南, 民國 89 年 6 月。
2. 李婉瑜, 「金融風暴前後亞洲各國股會是逼動性之研究」, 東吳大學經濟研究所出版碩士論

文，台北，民國 90 年 6 月。

3. 林宜養、彭思舟 (2001)，錢進中國股市 60 秒，高寶國際出版公司，台北。
4. 林炯堃 (1994)，大陸證券市場現況，行政院大陸委員會印行。
5. 林楚雄、劉維琪、吳欽杉 (2000)，「台灣店頭市場股價報酬與波動之分析」，亞太管理評論，第五卷、第四期。
6. 許溪南、沈添吉，台灣短期利率混沌現象與非線性結構之研究，成功大學學報，第 32 卷，人文社會篇，民國 88 年，P 79~102
7. 曾寶磁，「遠期外匯市場風險液酬之影響因子- GEARH-M 模型之運用」，淡江大學財務金融研究所出版碩士論文，台北，民國 89 年 6 月。
8. Aggarwal R. and Schatzberg J.D. (1997)，“Day of the Week Effects, Information Seasonality and Higher Moments of Security Returns”Journal of Economics and Business.， Vol.49, pp. 1-20.
9. Blank, Steven. C. (1991)，“Chaos in Futures Markets? A Nonlinear Dynamical Analysis,”Journal of Future Markets, Vol.11, No.6, pp. 711-728.
10. Bollerslev, Tim (1986)，“Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,”Journal of Econometrics, No. 31, February , pp.307-327.
11. Booth, G. G., Martikaiene, T. and Tse, Y. (1997)，“Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Sock Markets”Journal of Banking and Finance.， No. 31, pp.881-823.
12. Cross, Frank. (1973)，“The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays”Financial Analysts Journal， No. 29， Nov./Dec.， pp.67-69.
13. De Lima, P.J.F.(1998)，“Nonlinearities and Nonstationarities in Stock Returns”Journal of Business and Economic Statistics， Vol.16, pp.227-236.
14. Engle, Robert F. (1982)，“Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” Econometric, Vol.50, No.4, July, pp.987-1007.
15. Engle, Robert F. (1993)，“Statistical Models for Financial Volatility,” Financial Analysts Journal, January/February,pp.72-78.
16. Errunza V., Hogan K. Kini O. and Padmanabhan P. (1994)，“Conditional Heteroscedasticity and Global Stock Return Distribution“ The Financial Review.， Vol.29., pp.293-317.
17. French, Kenneth R. (1980)，“Stock Returns and the Weekend Effect“Journal of Financial Economics， Vol.8, March, pp.55-69.
18. Hsieh, David A. (1993)，“Implications of Nonlinear Dynamics for Financial Risk Management,”Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.28, No.1, March,pp.41-64.
19. Hsieh, David A. (1991)，“Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Market,”Journal of Finance, Vol.XLVI, No.5, Dec.,pp.1839-1877.
20. Lee, Chen, Rui, (2001) “Stock returns and volatility on china’s stock market,” The Journal of Financial Research, Vol.XIV, No.4, Winter, pp.523-543.
21. Papaioannou, G. and A. Karytinou, (1995) “Nonlinear Time Series Analysis of The Stock

- Exchanges: The Case of An Emerging Market,” International Journal of Bifurcation and Chaos, Vol.5, No.6,,pp. 1557-1575.
22. Pettengill,G. N.and Buster, D. E., ( 1994 ) ” Variation in return signs: announcements and the weekday anomaly, ” Quarterly Journal of Business and Economics , Vol. 33, 81-93.
  23. Schwert, G. William and Paul J. Seguin, ( 1991 ) “ Heteroskedasticity in Stock Return, ” Journal of Finance, Vol.XLV, No.4, September,pp.1507-1521.
  24. Smirlock, M. and L. Starks. ( 1986 ), “Day of the Week and Intraday Effects in Stock Returns“ Journal of Financial Economics, Vol.17, Sept., pp.197-210.
  25. S. Poshakwale and V. Murinde, ( 2001 ), “ Modeling The Volatility in East European Emerging Stock Markets : Evidence on Hungary and Poland, ” Applied Financial Economics,11, pp.445-456.
  26. Theodossiou P. and Lee U. ( 1995 ), “Relationship between Volatility and Expected Returns Across International Stock Markets, ”Journal of Business Finance and Accounting, Vol 22, pp.289-301.