airiti Library

本文章已註冊DOI數位物件識別碼

股市報酬率、波動性和分配之週末效果實證研究

The Weekend Effect of Returns, Volatility and Distribution in Stock Markets

doi:10.6626/MR.2008.8.02

管理研究學報, (8), 2008

Management Research, (8), 2008

作者/Author： 黃健銘(Chien-Ming Huang);蘇榮斌(Jung-Bin Su);李彥賢(Yen-Hsien Lee)

頁數/Page： 31-53

出版日期/Publication Date：2008/12

引用本篇文獻時，請提供DOI資訊，並透過DOI永久網址取得最正確的書目資訊。

To cite this Article, please include the DOI name in your reference data.

請使用本篇文獻DOI永久網址進行連結:

To link to this Article:

http://dx.doi.org/10.6626/MR.2008.8.02

DOI Enhanced

DOI是數位物件識別碼（Digital Object Identifier, DOI）的簡稱，
是這篇文章在網路上的唯一識別碼，
用於永久連結及引用該篇文章。

若想得知更多DOI使用資訊，

請參考 http://doi.airiti.com

For more information,

Please see: http://doi.airiti.com

請往下捲動至下一頁，開始閱讀本篇文獻

PLEASE SCROLL DOWN FOR ARTICLE

最完整的學術整合查詢平台—華藝線上圖書館 ● http://www.airitilibrary.com ● Find more academic articles on Airiti Library

股市報酬率、波動性和分配之週末效果實證研究

The Weekend Effect of Returns, Volatility and Distribution in Stock Markets

黃健銘
淡江大學財務金融所
蘇榮斌
中華技術學院財務金融學系
李彥賢
中原大學財務金融系
Chien-Ming Huang
Department of Finance and Banking, Tamkang University
Jung-Bin Su
Department of Finance and Banking, China Institute of Technology
Yen-Hsien Lee
Department of Finance, Chung Yuan Christian University

C.E.P.S.

摘　要

本研究目的在於檢測各國大盤股市是否存在週末效果(weekend effect)的異常現象，並進一步探討對其股市報酬率波動性的影響。研究標的選取開發中國家之台灣、香港、新加坡和馬來西亞，已開發國家為美國、日本、澳洲和加拿大。實證模型採用 ARJI 模型且假設報酬率分配服從偏態 GED 分配，以捕捉各國大盤股價報酬率偏態及高峰厚尾之特性。實證結果顯示，在報酬率方面，新加坡和馬來西亞呈現出週末效果的異常現象，香港則呈現反週末效果，已開發國家除加拿大呈現出反週末效果外，其他國家皆不存在週末效果的現象。在波動性方面，台灣週一交易日對大盤報酬的波動呈正向影響，而週五交易日則呈負向影響，美國週一為負向關係，日本週一及週五兩個交易日皆呈現正向關係。在偏態和峰態方面，開發中國家皆呈現左偏及高狹峰厚尾的分配，而已開發國家也呈現出高狹峰厚尾的型式，但在偏態估計值僅有加拿大呈現右偏狀態，其餘三個國家則無偏態型式。在樣本期間非預期事件的衝擊，已開發國家平均跳躍頻率和平均跳躍機率皆大於開發中國家。

關鍵字：週末效果、ARJI 模型、偏態 GED、高狹峰厚尾。

Abstract

This paper investigates the abnormal phenomenon of weekend effect of stock markets in the developing countries such as Taiwan, Hong Kong, Singapore, and Malaysia and the developed countries such as the U.S., Japan, Australia, and Canada. We used the ARJI model and SGED distribution which can be used to catch the skew, leptokurtic and tail. Empirical results show that the weekend effect presents in both Singapore and Malaysia, but Hong Kong exhibits the reversing weekend effect. In addition, it doesn't show the existence of the weekend effect in all developed countries, while Canada has a reversing weekend effect. In the volatility, there are positive significantly relationships on Monday, but negative on Friday in Taiwan's equity market, and America also presents the negative significantly relationship on Monday. Japan has a positive significantly outcomes on Monday and Friday. Other countries have no significant effect. On the other hand, the distribution of return presents the skewed and heavy-tailed in all developing countries, whereas developed countries have no skewness shape. In the unexpected information shocks, the average jump intensity and probability of developed countries are larger than developing countries.

Keywords: Weekend effect, ARJI model, Skewed GED, Leptokurtic and Fat tail

壹、緒　論

財務理論中週末效果(weekend effect)一詞，一直是許多學者所矚目的焦點。在過去有關週末效果的文獻中，對於週一和週五所發生的異常報酬現象，紛紛提出不同的解釋和分析，並試圖去檢測週一平均報酬是否低於一週其他交易日報酬，然而並沒有得到一致性的結果。回顧過去的文獻，早期普遍將原因歸究於股票報酬率的產生過程，且衍生出分岐的說法，其一為假設股價報酬率服從日曆時間假說(calendar time)，即表示週一的報酬率應包含週五收盤至週一收盤的投資報酬，故週一報酬應為一週其他交易日之三倍；另一個說法則假設報酬率係服從交易時間假說(trading time)，表示每日交易時間相同，其一週中各交易日之股價報酬率應為相同。因此，在不同假設的前提下試圖去解釋異常報酬的原因與存在與否。

國外有關日曆時間假說和交易時間假說的文獻，有早期 French(1980)假設股價服從隨機漫步，以 1953 年到 1977 年之 S&P 500 股價，在日曆時間假說和交易時間假說下進行實證，並將全樣本期間分為五個子期間來探討，結果顯示週一的平均報酬率在全期間和子期間皆呈現負值，而其他交易日平均報酬率皆為正值。Lakonishok(1982)則認為股票交割和支票清算延遲，將影響投資人週五買進股票的預期報酬率，故應多付兩天的利息價格，所以賣方要求較高價格的前提下，使週五會比其他交易日有較高的預期報酬率。當遇到假日休市時，對預期報酬的影響更明顯存在，且影響範圍依那一天休市的不同而不同。French(1984)在證券報酬的週末效果實證中，認為報酬的產生過程應為交易時間假說，並提出利息會有時間累積的效果，故建議與利息相關的產生過程應服從日曆時間假說。

然而 Rogalski(1984)將 S&P 500 和 DJIA 指數日報酬分解為交易和非交易期間，結果發現平均負報酬發生在非交易期間，而週一交易期間的平均報酬仍為正，週末效果則發生在週五收盤至週一開盤的非交易期間(non-trading weekend effect)。Jaffe & Westerfield(1985)研究美國、加拿大、英國、日本和澳大利亞等五個國家股市，這五個國家股市的市價總值佔全世界股市總值 87%，然而在實證中發現英國、加拿大和美國等國家股市存在週五最大報酬率之特性，而週一為最低且呈負報酬率現象；澳大利亞和日本等兩個國家股市最高報酬為週五和週六，最低報酬為週二。

有別於早期的文獻，近年的研究提出了不同的解釋角度與結果，如Abraham(1994)認為過去實證皆著重於週一報酬率偏低的實證，卻忽略了其他交易日間報酬率的關聯性，故選取 NYSE 和 ASE 的 CRSP 平均加權股價指數日資料進行實證，結果發現當週五報酬率為負值時，週一報酬率也有 80%呈現負報酬（平均報酬率為-0.61%）；當週五報酬率為正值時，週一平均報酬率為 0.11%，兩者之相關係數為 0.52，高於其他交易日間的相關係數，且此特性較易發生在中小型的公司。如果市場上有壞消息宣告，週一賣壓將會大幅提升。Berument & Kiymaz(2001)選取 1973 年 1 月至 1997 年 12 月的 S&P500 指數日資料，探討週末效果，並將資料分成全樣本及子樣本來討論，實證模型採用 GARCH(1,1)，並在平均數方程式及變異數方程式加上週一至週五的虛擬變數，結果發現全樣本下，週一報酬率呈現正值且低於其他交易日報酬率，最高報酬率在週三。條件變異數方面，週一和週三變異數呈現負相關，週五變異數為一週中最高。楊踐為(1998)則以台灣店頭市場 1995 年至 1997 年之五大類市場指數，採用 GARCH 模型進行實證，探討是否如集中市場一樣存在週末效果，結果發現確實存在週末效果。Keef & Roush(2005)研究亞太地區國家台灣、香港、南韓和新加坡是否存在週末效果的異常現象，結果發現僅有新加坡具有週末效果。Brusa(1998)發現 1988 年至 1995 年道瓊工業生產指數、S&P500 指數和 CRSP 價值加權指數之報酬，存在「反週末效果」的現象，週一報酬率顯著為正值並高於其他交易日報酬率。其他相關反週末效果的文獻還有 Brusa et al.(2000)。

綜合上述，我們可發現過去學者在週末效果的實證，偏重於現象存在與否和發生的原因，一般普遍認為是公司在週末釋放壞消息，這股力量驅使週一投資人大量放空股票致使報酬率偏低；週五報酬率偏高則認為是人為哄抬效果所致(Gibbon & Hess,1981)。其他不同的說法，如時差因素、人為因素或交割時間及支票清算的延遲等，都是試圖對週末效應的異常現象提出解釋，雖然普遍有分析週一報酬為負的現象，但卻很少有文獻在探討週末效應對股市報酬率波動性的影響，因此本研究將進一步探討週末效應與股市波動間的關係。另一方面，在實證的模型上，由於金融資產報酬率的時間序列皆存在波動叢聚的現象，傳統的時間序列模型並無法完全解釋現實的狀況，所以近年財務的文獻普遍認同變異數具有時間變異的特性，並將此特性稱為異質變異(heteroscedasticity)。為了捕捉其現象 Engle(1982)

提出了自我迴歸條件異質變異數模型(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)，Bollerslev(1986)更提出一般化的自我迴歸條件異質變異數模型(General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)，以期能更充分地解釋總體經濟及財務金融資料中具有波動叢聚的現象，大大提高了波動性模型預測的能力。故近年相關週末效果的研究皆採用該模型進行實證。

雖然近年週末效果的研究有考量異質變異的現象，但在早期的文獻中，對金融資產報酬率具有高峰厚尾之特性早有提及，如 Mandelbrot(1963)與 Fama(1965)就已提出股價分配應服從高狹峰(leptokurtic)與厚尾(fat tail)的型式，且價格的變化並非獨立而是具有自我相關的情形，但綜觀過去有關週末效果的實證研究，厚尾特性似乎無多加探討，因此在實證上可能忽略了高峰厚尾的現象，對於偏態型式的差異更是缺乏。另一方面，各國資本市場對於攸關資訊的傳遞，會因市場發展程度的不同而產生差異，而此因素將可能影響週末效應的存在與否。再者，對於股價呈現非連續跳躍的間斷行為，Chan & Maheu(2002)提出 ARJI(Autoregressive Conditional Jump Intensity)模型，將股票市場結合 GARCH 及跳躍——擴散模型，將跳躍頻率設定為 ARMA 過程，使跳躍頻率會隨著時間而變動；而跳躍大小則假設服從常態分配，相較於傳統 GARCH-Constant 跳躍模型，在樣本內、外對於波動性的預測均提供了更精確的估計，尤其跳躍頻率設定為具有隨時間變動，此點更能描述在重大事件期間時股價報酬率的動態過程。

由以上文獻回顧可得知，一般金融資產報酬率的時間序列皆存在波動叢聚的現象且變異數具有時間變異的特性，在遇到重大事件期間時股價也會呈現非連續跳躍的間斷行為，報酬率分配型態皆呈現高狹峰厚尾和偏態的型式，另在交易過程中遇到假日時，可能會因時差因素、交割時間及支票清算的延遲或其他人為因素，造成一週各交易日的報酬率不同。故本研究採用 Chan & Maheu(2002)所提出的 ARJI 模型，以反映股價呈現非連續跳躍的間斷行為及變異數具有時間變異的特性，並假設股價報酬率分配為 Theodossiou(2001)所提出的 SGED(Skewed Generalized Error Distribution, SGED)分配，可捕捉股價的分配具有高狹峰與厚尾之特性，簡稱為 ARJI-SGED 模型，且在此模型中加入週一及週五的虛擬變數，以探討各標的國家之大盤股市，在週一和週五的報酬率、變異數和分配型式是否存在顯著差異，希望實證結果能提供投資人在金融資產投資及風險控管之參考。

本文架構安排如下，第貳部分為研究方法，敍述有關 ARJI 模型和 SGED 分配等實證模型的設定和參數限制，及概似比例檢定之相關理論。第參部分為資料來源與處理，分析標的國家大盤股市一週各交易日的報酬率及基本統計分析。第肆部分則為實證結果與分析。最後，第伍部分為本文結論。

貳、研究方法

本文採用 Chan & Maheu(2002)所提出的 ARJI 模型，係結合 GARCH 與跳躍——擴散模型，跳躍頻率設定為會隨著時間而變動的 ARMA 過程，而在跳躍大小假設為服從常態分配。另一方面，由於股價的分配具有高狹峰與厚尾之特性，為了能更吻合現實狀況，故本研究將 ARJI 模型導入 Theodossiou(2001)所提出的 SGED 分配簡稱為 ARJI-SGED 模型，且在此模型之平均數方程式、變異數方程式及峰態參數上加上週一及週五的虛擬變數，以便探討各國大盤股價報酬率、變異數和峰態程度在週末效果之差異，以下為研究模型的設置。

一、ARJI 模型

一般對資產報酬率係假設服從連續的擴散隨機過程，可表示成下式

$$dP_t / P_t = \mu dt + \sigma dZ_t \tag{1}$$

其中 P_t 為資產價格，dP_t / P_t 為資產瞬間的報酬率，μ和σ分別為資產瞬間報酬率的漂移項(drift)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和標準差σ的常態分配。又由於資產報酬率存在不連續的間斷跳躍行為，如果只假設服從連續擴散隨機過程似乎不太合理，因此將間斷因素加入考量，並假設資產報酬率的行為服從離散的波氏跳躍擴散隨機過程，表示如下式

$$dP_t / P_t = \mu\, dt + \sigma\, dZ_t + \sum_{k=1}^{dN_t} \pi_{t,k} \tag{2}$$

$$Z_t \sim NID(0,1)\ ,\ \pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2)\ ,\ dN_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$$

其中 dN_t 為跳躍次數的離散計數過程,係服從參數隨時間變動的波氏分配(Poisson Distribution)，跳躍強度(jump intensity) λ_t 為波氏分配的參數且 $\lambda_t > 0$ 並假設與 dZ_t 互為獨立，代表在 $[t, t+dt]$ 內有 $\lambda_t dt$ 次跳躍。跳躍大小(jump size) $\pi_{t,k}$ 則反映市場非正常資訊所造成資產報酬率瞬時的跳躍，且服從平均數 θ_t 、標準差 δ_t 的常態分配。另一方面，Bates(1991)提出市場跳躍的機率可能會隨著時間而改變，所以近年的研究方法均將跳躍的機率和跳躍大小令其具有隨時間變動的特性。Das(1998)與 Fortune(1999)也採用虛擬變數將跳躍強度設定為會隨時間推移而改變。因此，本研究將利用 Chan & Maheu(2002)所提出的條件跳躍強度設定為 ARMA 過程，並假設其資產報酬率服從 GARCH(p,q)效果，將此模型稱為 ARJI 模型，其平均數方程式可表示成

$$R_t = u + (u_1 D_M + u_5 D_F) + \sum_{i=1}^{p} \phi_i R_{t-i} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k} \tag{3}$$

$$Z_t \sim NID(0,1)\ ,\ \pi_{t,k} \sim N(\theta_t, \delta_t^2)\ ,\ dN_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$$

$$D_M = \begin{cases} 1 & ,若 t = 週一 \\ 0 & ,其他時間 \end{cases} \quad , \quad D_F = \begin{cases} 1 & ,若 t = 週五 \\ 0 & ,其他時間 \end{cases}$$

其中 R_t 為在第 t 期之大盤股市報酬率； D_M 和 D_F 分別為週一和週五之虛擬變數； u_1 和 u_5 為待估計參數，分別代表週一與週五和週二至週四報酬率 u 間之差異； $\varepsilon_t = R_t - u - (u_1 D_M + u_5 D_F) - \sum_{i=1}^{p} \phi_i R_{t-i}$ 則為平均數方程式之殘差項； h_t 和 λ_t 分別為條件異質變異數和跳躍強度方程式，即

$$h_t = \omega + (\omega_1 D_M + \omega_5 D_F) + \alpha \varepsilon_{t\text{-}1}^2 + \beta h_{t\text{-}1} \tag{4}$$

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho \lambda_{t\text{-}1} + \gamma \xi_{t\text{-}1} \tag{5}$$

其中(4)式為條件異質變異數方程式，其限制條件為 $\omega, \alpha, \beta > 0$ 且 $\alpha + \beta < 1$，D_M 和 D_F 分別為週一和週五之虛擬變數其設定方法如(3)式，ω_1 和 ω_5 為待估計參數，分別代表週一與週五和週二至週四條件變異數 ω 間之差異。(5)式為條件跳躍強度方程式，其限制條件為為 $\lambda_0 > 0$ 、 $\rho \geq \gamma$ 與 $\gamma \geq 0$，另定義條件跳躍強度 $\lambda_t \equiv E[N_t | \Omega_{t-1}]$，為給定 t-1 期的所有資訊集合

Ω_{t-1}下之期望跳躍次數，係服從一內生 ARMA(1,1)過程，λ_{t-1}為第 t-1 期的條件跳躍大小，$\xi_{t-1} \equiv E\left[N_{t-1}\middle|\Omega_{t-1}\right]-\lambda_{t-1}$為第 t-1 期跳躍強度的殘差項。在波式分配的設定下λ_t應為正。假設 $f(R_t \mid N_t = j,\Omega_{t-1})$為在 t-1 期的所有資訊集合及同時發生 j 次跳躍狀況下之報酬率條件機率，並利用貝式定理 (Baye's theorem)，可推估第 t 期發生 j 次跳躍的機率為

$$P\left(N_t = j \mid \Omega_t\right) = \frac{f(R_t \middle| N_t = j,\Omega_{t-1})\, P(N_t = j \middle| \Omega_{t-1})}{P(R_t \middle| \Omega_{t-1})} \quad , j = 0,1,2,3..... \quad (6)$$

其中 $P(R_t \middle| \Omega_{t-1}) = \sum_{j=0}^{¥} f(R_t \middle| N_t = j,\Omega_{t-1}) P(N_t = j \middle| \Omega_{t-1})$

$$f(R_t \mid N_t = j,\Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(h_t + j\delta_t^2)}} \times \exp\left\{-\frac{(R_t - \mu - \sum_{i=1}^{p}\phi_i R_{t-i} - j\theta_t)^2}{2(h_t + j\delta_t^2)}\right\}$$

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

$$\mu = u + (u_1 D_M + u_5 D_F)$$

上式中 $\Omega_{t-1} = \{R_1, R_2, ...R_{t-1}\}$ 定義為 $t-1$ 期所有的報酬率資訊集合；$P(N_t = j \middle| \Omega_{t-1})$為給定 t-1 期所有的報酬率資訊集合 Ω_{t-1} 條件下，跳躍次數為 j 次的發生機率，係服從卜瓦松分配；$f(R_t \middle| N_t = j,\Omega_{t-1})$為給定 $t-1$ 期所有的報酬率資訊集合 Ω_{t-1} 及跳躍次數為 j 次之報酬率條件機率密度函數，假設服從常態分佈；$P(R_t \middle| \Omega_{t-1})$為報酬率之條件機率密度函數。

二、偏態 GED 分配

為了使 GARCH 模型的誤差分配有更適當的假設，依據 Theodossiou(2001)的研究，將誤差項 Z_t 假設為服從偏態 GED 分配進行實證，此分配不僅可以正確描述研究變數偏態的型式，對於財務資料具有高狹峰厚尾現象也能清楚地表示，其機率分配函數如下所示：

$$f(y \middle| \mu,\sigma,k,\upsilon) = \frac{C}{\sigma}\exp\left\{-\frac{1}{\left[1 - sign\left(y - (\mu + \tau\sigma)\right)\upsilon\right]^k \sigma^k \eta^k}\left|y - \left(\mu + \tau\sigma\right)\right|^k\right\} \quad (7)$$

$$\text{其中 } C=\frac{k}{2\eta}\Gamma\left(\frac{1}{k}\right)^{-1},\quad \tau=2\upsilon\, A\, S(\upsilon)^{-1},\ S(\upsilon)=\sqrt{1+3\upsilon^2-4A^2\upsilon^2},$$

$$A=\Gamma\left(\frac{2}{k}\right)\Gamma\left(\frac{1}{k}\right)^{-\frac{1}{2}}\Gamma\left(\frac{3}{k}\right)^{-\frac{1}{2}}\quad ,\eta=\Gamma\left(\frac{1}{k}\right)^{\frac{1}{2}}\Gamma\left(\frac{3}{k}\right)^{-\frac{1}{2}}S(\upsilon)^{-1},$$

$$\Gamma(a)=\int_0^{+\infty}x^{a-1}e^x dx,\quad k=k_0+(k_1D_M+k_5D_F)$$

上式中 D_M 和 D_F 分別為週一和週五之虛擬變數其設定方法如(3)式；k_1 和 k_5 為待估計參數，分別代表週一與週五和週二至週四 k_0 之差異；μ 和 σ 分別為隨機變數 y 之期望值與標準差，sign 為一符號函數，$\Gamma(a)$ 為一 gamma 函數，υ 為變數 y 的偏態係數，分配之參數 k 為可捕捉機率密度函數之高狹峰及厚尾程度，兩者須服從 $k>0$ 和 $-1<\upsilon<1$ 的條件。若 $\upsilon>0$ 時，表示隨機變數 y 呈現右偏形式，反之當 $\upsilon<0$ 時則呈現左偏形式；若 $k<2$ 時，表示隨機變數 y 呈現高狹峰，反之當 $k>2$ 時則呈現低闊峰形式；若 $\upsilon=0$ 且 k=2 時，則偏態 GED 分配會蛻變成常態分配。此外，本研究針對 k 參數分別加入週一和週五兩交易日之虛擬變數 D_M 和 D_F，進一步探討當交易日為此兩天時，峰態型式是否顯著異於一週其他交易日。在上述的設定下，其對數概似函數可表示為

$$\mathrm{L}(\Psi)=\sum_{t=1}^{T}\log f(y|\Omega_{t-1};\Psi) \tag{8}$$

其中 $\Psi=\Psi(u,u_1,u_5,b,\omega,\omega_1,\omega_5,\alpha,\beta,\theta,\delta^2,\lambda_0,\rho,\gamma,\upsilon,k_0,k_1,k_5)$ 為模型待估參數向量，本文實證模型 ARJI-SGED 模型，其各方程式整理如下所示

$$R_t=u+(u_1D_M+u_5D_F)+bR_{t-1}+\sqrt{h_t}Z_t+\sum_{k=1}^{N_t}\pi_{t,k} \tag{9}$$

$$h_t=\omega+(\omega_1D_M+\omega_5D_F)+\alpha\varepsilon_{t-1}^2+\beta h_{t-1} \tag{10}$$

$$\lambda_t=\lambda_0+\rho\lambda_{t-1}+\gamma\xi_{t-1} \tag{11}$$

其中 $Z_t \sim SGED(z,\ k,\ \upsilon)$，$z \sim NID(0,1)$，$\pi_{t,k} \sim N(\theta,\delta^2)$，$dN_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$
$k = k_0 + (k_1 D_M + k_5 D_F), \alpha, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$

三、概似比例檢定

非線性模型的假設檢定可採用概似比例檢定(Likelihood Ratio test；LR-test)作為模型配適能力的檢驗。概似比例檢定需要同時估計受限制模型（ARJI-N 模型）與未受限制模型（ARJI-SGED 模型），並透過下列的虛無假設與對立假設來加以判定：

H_0：受限制的模型與未受限制的模型沒有明顯差異

H_1：未受限制的模型配適能力較佳

並利用受限制模型與未受限制模型之對數最大概似函數值來作比較，其概似比率檢定統計量如下所示：

$$LR = -2\left[LL(\theta_0) - LL(\theta_1)\right] \sim \chi^2(K) \tag{12}$$

其中 K 為受限制模型之限制個數；θ_0，θ_1 分別為 ARJI-N 與 ARJI-SGED 模型之待估參數向量；$LL(\theta_0)$ 代表受限制模型（ARJI-N 模型）之最大概似估計值，而 $LL(\theta_1)$ 代表未受限制模型（ARJI-SGED 模型）之最大概似估計值。(12)式服從自由度為 K 之卡方分配。若檢定統計量大於卡方分配，則拒絕虛無假設 H_0，表示未受限制的模型（ARJI-SGED 模型）配適能力較佳，本研究利用此觀念來檢定模型的配適能力。

參、資料來源與處理

一、資料來源與處理

本研究選定四個開發中國家和四個已開發國家之大盤股價指數日報酬率進行分析，開發中國家[1]選取台灣、香港、新加坡和馬來西亞，已開發國

1. 開發中國家大盤股市分別為台灣證交所發行量加權股價指數、香港恆生指數、新加坡海峽時報指數及馬來西亞吉隆坡綜合股價指數。

家[2]選取美國、日本、澳洲和加拿大。資料來源為 Bloomberg 資料交易系統，資料期間為 1995 年 1 月初至 2006 年 8 月 23 日，台灣選取週休二日制度後之資料共 1397 筆，其餘各國資料筆數依序為香港 2876 筆、南韓 3056 筆、馬來西亞 2869 筆、美國 2934 筆、日本 2870 筆、澳洲 2947 筆和加拿大 2934 筆。所有大盤日收盤價資料經由對數日收盤價一次差分轉換為日報酬率，亦即

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

其中 R_t 為一國家在第 t 期的報酬率，P_t 和 P_{t-1} 分別為第 t 期和第 t-1 期收盤價。

二、基本統計量分析

本研究針對各國大盤股市報酬率進行基本統計分析，表 1 為開發中國家台灣、香港、新加坡和馬來西亞等四個國家大盤股市一週各交易日報酬率之基本統計量。表 2 為已開發國家美國、日本、澳洲和加拿大等四個國家大盤股市一週各交易日報酬率之基本統計量。現分別以開發中國家及已開發國家股市一週各交易日報酬率之平均值、極值、標準差及分配型態進行分析：

(一)報酬率之平均值方面

開發中國家方面，僅有香港週一的平均報酬率呈現正值，且報酬率最低出現在週四交易日，其他國家之週一平均報酬率普遍為一週中最低且為負值，而平均報酬率之最高普遍出現在週五；在已開發國家方面，僅有日本週一的平均報酬率出現負值且為一週交易日中最低，其他國家週一平均報酬率普遍為正，而最高報酬率並不一致。

(二)報酬率之極值及標準差方面

各國週一和週五報酬率之最大值和最小值，開發中國家週一報酬率介於-9.0988%和 20.2595%之間，週五報酬率介於-13.8936%和 14.9187%，兩天變動幅

2. 已開發國家大盤股市分別美國標準普爾 500 指數、日本日經 225 指數、澳洲 200 指數及加拿大多倫多綜合股價指數。

度最大出現在馬來西亞；而已開發國家週一報酬率極端值介於-7.2339%和7.6604%之間，週五報酬率極端值則介於-6.6162%和 6.0787%，兩天變動幅度最大出現在日本。由以上可得知開發中國家週一及週五兩交易日報酬率變動幅度分別較已開發國家這兩交易日報酬率變動幅度還大。另開發中國家週一報酬率波動程度普遍為一週中最大，且週一及週五兩交易日報酬率波動程度普遍較已開發國家大，此現象與上述報酬率變動幅度一致。

(三)報酬率分配型態方面

就偏態和峰態係數言，不管是已開發國家還是開發中國家，大部份都在 1%的顯著水準下呈現非對稱分配；就 JB 統計量的檢定，所有國家之大盤股市報酬率皆拒絕常態分配的假設，故報酬率分配型態呈現高狹峰厚尾和偏態的型式。

綜合上述結果初步可推斷，大部份的已開發國家週一報酬率並不是一週交易日中之最低，在樣本期間內週一報酬率為負的現象較易出現在開發中國家。已開發國家週一和週五之平均報酬率變動的幅度均小於開發中國家，因此已開發國家之週末效應現象較不明顯，而開發中國家週末效應現象較明顯。另報酬率分配型態呈現出高狹峰厚尾和偏態的型式其結果符合 Mandelbrot(1963)與 Fama(1965)所提出股價分配服從高狹峰(leptokurtic)與厚尾(fat tail)的現象，表示出傳統財務時間序列的實證上，假設報酬率係服從常態分配將可能會造成結果的偏差，故本研究對於各國股市週末效應的探討，使用可捕捉峰態及偏態之偏態 GED 分配作為股價報酬率分配，以期能得到更正確的結果。

表 1 開發中國家大盤股市一週各交易日報酬率之基本統計量

單位：百分比

Part A. 台灣發行量加權股價指數報酬率							
	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	-0.1576	1.7254	5.4189	-6.9123	-0.2250	4.4237***	25.7420***
週二	-0.0601	1.3560	5.4845	-4.0633	0.5077***	5.1947***	68.2272***
週三	0.1084	1.5128	5.3067	-5.5471	0.3150**	4.2518***	22.8330***
週四	0.0652	1.4420	5.6126	-5.5230	0.0166	5.1151***	52.0230***
週五	0.1443	1.3627	4.0596	-4.6046	-0.3491**	4.3003***	25.4158**

Part B. 香港恆生指數報酬率							
	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	0.0103	1.8810	13.3954	-9.0988	0.0768	10.5725***	1336.16***

週二	0.0157	1.3968	7.1159	-14.7347	-1.7994***	25.2163***	12367.1***
週三	0.0505	1.7928	17.2471	-9.2854	1.2463***	0.0815	6957.70***
週四	-0.0896	1.5672	6.1958	-10.9924	-0.7361***	0.0597	770.22***
週五	0.1533	1.5265	8.6101	-5.1084	0.7878***	0.0975	508.14***

Part C. 新加坡海峽指數報酬率

	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	-0.0630	1.6397	14.8685	-9.0950	1.2153***	18.8760***	11468.35***
週二	-0.0048	1.4532	9.0805	-29.1864	-7.3096***	154.182***	1053513.48***
週三	0.0815	1.2180	6.6769	-7.7135	-0.3072***	8.7652***	1529.51***
週四	0.0597	1.3160	15.4809	-10.7826	0.8963***	28.3407***	25025.47***
週五	0.0597	1.2162	8.8523	-13.8936	-1.1208***	23.8200***	19696.03***

Part D. 馬來西亞吉隆坡綜合股價指數報酬率

	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	-0.1587	1.7945	20.2595	-6.2295	3.1910***	37.4512***	28542.20***
週二	0.0008	1.9485	20.8174	-24.1534	-1.9623***	71.1232***	112136.18***
週三	0.0680	1.4857	11.4572	-6.3422	1.5570***	16.4490***	4605.53***
週四	-0.0228	1.4061	6.0842	-11.7439	-0.8668***	15.0696***	3549.77***
週五	0.1037	1.4535	14.9187	-7.9971	2.3934***	30.4634***	18878.47***

註：*、**與***分別代表 10%、5%與 1%之顯著水準。JB 表示 Jarque–Bera 常態檢定。

表 2 已開發國家大盤股市一週各交易日報酬率之基本統計量

單位：百分比

Part A.美國 S&P500 指數報酬率

	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	0.0504	1.1553	5.2666	-7.1127	-0.9939***	9.6916***	1124.84***
週二	0.0421	1.1180	4.9886	-4.2423	0.3393***	5.5942***	180.06***
週三	0.0375	1.0353	5.5744	-3.4552	0.4593***	5.8860***	230.09***
週四	0.0243	1.0830	4.6545	-3.9125	0.2271***	4.8078***	85.28***
週五	0.0226	1.0748	3.8315	-6.0045	-0.4484***	5.5567***	179.25***

Part B. 日本日經 225 指數報酬率

	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	-0.0438	1.6244	7.6604	-7.2339	-0.1138	5.1805***	109.15***
週二	0.0609	1.3448	3.7651	-5.2425	-0.0607	0.5542***	7.7932***
週三	-0.0017	1.4331	7.2217	-6.8644	0.2246**	5.5042***	157.51***
週四	-0.0317	1.4203	4.5840	-5.9570	-0.1296	4.2019***	36.72***
週五	-0.0201	1.3871	6.0787	-5.3815	0.0378	4.9925***	96.25***

Part C. 澳洲 200 指數報酬率

	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	0.0380	0.8360	2.5823	-5.5498	-1.1365***	5.7536***	904.17***
週二	0.0342	0.7614	3.4447	-7.0274	-1.1742***	16.3442***	4566.68***
週三	0.0454	0.8106	5.7244	-4.2050	0.3210***	8.0527***	649.64***

週四	0.0395	0.7342	2.5596	-2.6316	-0.2339**	4.6036***	14.5594***
週五	0.0144	0.7532	2.2815	-2.9359	-0.2248**	4.0001***	29.4120***

Part D. 加拿大多倫多綜合股價指數報酬率							
	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數	JB 統計量
週一	0.0946	0.9511	3.4341	-6.3728	-1.0916***	7.9586***	666.59***
週二	-0.0032	0.9966	4.0921	-4.1121	-0.1393	6.2507***	265.67***
週三	-0.0075	0.9990	3.9140	-8.4656	-0.9518***	12.7168***	2459.17***
週四	0.0073	0.9196	4.6835	-6.2306	-0.3731***	8.2110***	692.80***
週五	0.0954	0.9498	4.0816	-6.6162	-0.9672***	10.9704***	1656.50***

註：*、**與***分別代表 10%、5%與 1%之顯著水準。JB 表示 Jarque–Bera 常態檢定。

肆、實證結果與分析

一、模型之參數估計與分析

透過基本統計量之分析後，可發現各國大盤股價報酬率普遍呈現高狹峰與厚尾的分配現象，故為求模型能更貼近於事實和確保實證估計結果的正確性，本研究採用概似比例檢定(Likelihood Ratio test; LR-test)方式，來檢驗 ARJI-N 模型與 ARJI-SGED 模型之適切性，其相關實證如表 3 與表 4 所示。由檢定結果，我們可發現八個國家中除了日本及澳洲之檢定結果不顯著外，其他國家皆在至少 5%的顯著水準下，呈現出 ARJI-SGED 模型優於 ARJI-N 模型，顯示模型估計時須考量分配之偏態與峰態參數。另外，雖然日本及澳洲檢定結果呈現不顯著，但 ARJI-SGED 模型其概似函數值仍大於 ARJI-N 模型的概似函數值。因此，本研究採用可捕捉峰態及偏態之 ARJI-SGED 模型，來分析各國大盤股價報酬之週末效果是否存在，及對其報酬率波動性的影響。其中表 3 為開發中國家台灣、香港、新加坡和馬來西亞等國家股市使用 ARJI-N 與 ARJI-SGED 模型之估計結果，表 4 為已開發國家美國、日本、澳洲和加拿大等國家股市使用 ARJI-N 與 ARJI-SGED 模型之估計結果。

(一)平均方程式之參數估計

由週一和週五的虛擬變數估計值 u_1 及 u_5 可得知，開發中國家台灣週一和週五之股市報酬率並無顯著異於其他交易日，與前一天大盤報酬率也無顯著關聯。而香港在週一之報酬率在 5%的顯著水準下呈現「反週末效果(reversing weekend effect)」的現象，即週一交易日對大盤股價呈現顯著正向影響且高於其他交易日，與前一天大盤報酬率也無顯著關係。另在新加坡和馬來西亞方面，在至少 5%的顯著水準下呈現「週末效果」的異常現象，即對大盤報酬率有負向的影響，而週五交易日則呈現顯著正相關，並和前一天大盤報酬率亦呈現顯著正相關。由上述實證結果，我們可發現開發中國家呈現出不一致的結果，而此不一致的結果可能歸究於開發中國家市場資訊傳遞的效率不同所引起，用此導致此兩天交易日報酬率產生顯著的影響，而此現象也與 Keef & Roush(2005)之實證結果一致。

另一方面，已開發國家美國、日本及澳洲週一和週五交易日之報酬率，皆對大盤股市報酬率無顯著相關。只有加拿大股市在週一交易日則顯著呈現反週末效果，與前一天大盤股市報酬亦呈現顯著正相關。故在考量股市報酬具有非常態分配之型式後，我們可發現已開發國家並不存在週末效應的異常現象，而此結果也拒絕了 Jaffe & Westerfield(1985)所提出的結論，即美國與加拿大存在週末效果。因此在適切捕捉報酬分配的型式後，這個現象也支持了我們的看法，即已開發國家市場發展較為健全，股價反映相關攸關資訊的速度會較開發中國家快，故週末效果的現象較不易發生。

(二)條件變異數方程式之參數估計

由週一和週五交易日之的虛擬變數估計值 ω_1 及 ω_2 可得知，開發中國家僅有台灣在 5%的顯著水準下呈現顯著，且週一交易日對大盤報酬率的波動性呈現正向影響，而週五交易日則呈現負向影響，其餘國家則皆無顯著結果；在已開發國家方面，美國在 1%的顯著水準下，週一對大盤股市報酬率的波動性呈負向影響，週五則不顯著。日本在 1%的顯著水準下，兩天對大盤股市報酬率的波動性皆為正向關係，而澳洲和加拿大並無顯著結果。

由上述實證結果，我們可發現有趣的現象，即不論各國家開發程度的差異為何，當股市存在「週末效果」或是「反週末效果」時，其週一和週

五交易日對報酬率波動皆呈現無顯著關係；然而當大盤報酬率不存在週末或反週末效果時，其兩交易日對報酬率的波動，則普遍呈現顯著的影響。此表示當股市傳遞資訊較為迅速時，其報酬率會受到市場反映資訊的因素而致使波動加大，但若市場存在無效率資訊反映時，則異常現象會產生，且報酬率的波動會較小。

此外在參數估計值 α 及 β 之和($\alpha+\beta$)在開發中國家台灣、香港、新加坡與馬來西亞分別為 0.9860、0.9904、0.9736 和 0.9847；已開發國家美國、日本、澳洲與加拿大分別為 0.9852、0.9817、0.9702 和 0.9848，八個國家 $\alpha+\beta$ 估計值皆小於 1 且相當接近於 1，符合 GARCH 模型的穩定條件，同時顯示八個國家股市皆存在波動性叢聚(volatility clustering)的現象。

(三)跳躍強度方程式之參數估計

在跳躍大小之平均數 θ 部分，八個國家在至少 5%顯著水準下皆顯著為負；在跳躍大小之變異數 δ^2 方面，所有國家皆在 1%顯著水準下顯著，另開發中國家不論 θ 與 δ^2 皆普遍大於已開發國家，即表示開發中國家大盤股市報酬率會隨市場之非正常資訊而產生瞬時的跳躍比已開發國家還激烈，且跳躍大小服從常態分配之假設。跳躍強度參數皆符合 $\lambda_0 > 0$、$\rho^3\gamma$ 與 $\gamma \geq 0$ 的充分條件假設，故市場因異常資訊產生的跳躍強度會具有隨時間而變動的特性。

(四)報酬率分配之參數估計

開發中國家在 5%的顯著水準下，呈現出左偏及高狹峰厚尾的分配型式，台灣、香港、新加坡和馬來西亞之偏態參數υ估計值分別為-0.0949、-0.0546、-0.0764 及-0.0982，而週一和週五之峰態的虛擬變數 k_1 及 k_5 估計值，僅有馬來西亞之週五交易日在 5%顯著水準下，呈現高狹峰厚尾的現象且顯著異於一週其他交易日為 1.1317 (1.3701-0.2384 = 1.1317)，其餘三個國家台灣、香港和新加坡週一和週五兩交易日的估計值，並無顯著異於一週其他交易日，皆為 1.4702、1.4015 和 1.7118 的估計值。

在已開發國家方面，美國、日本和澳洲之偏態參數υ估計值皆不顯著異於 0，顯示出三個國家報酬率分配並無偏態的現象，但峰態參數 k 則呈現顯著高狹峰厚尾的估計結果。而加拿大在 5%的顯著水準，呈現出右偏分配和高狹峰厚尾的現象。最後，觀察已開發國家週一和週五之峰態的虛

擬變數 k_1 及 k_5 是否顯著異於其他交易日，結果發現美國週一和週五顯著異於其他交易日，估計值分別為 1.2520 (1.7257–0.4737 = 1.2520)和 1.3998 (1.7257-0.3259 = 1.3998)，另一方面，加拿大週五峰態參數估計值也呈現顯著異於其他交易日，其估計值為 1.4273 (1.7701–0.3428 = 1.4273)，其餘已開發國家則為不顯著狀態。

藉由上述實證結果可發現樣本期間內，週末效果的異常現象僅存在於開發中國家之新加坡和馬來西亞，而反週末效果出現在香港和加拿大，其餘的國家皆無顯著關係。在過去的文獻中，週末效果的產生可能為公司在週末時釋放壞消息所致，進而造成週一大量放空股票，以致週一大盤報酬率有偏低的現象(Gibbon & Hess,1981)。然而，在效率市場的理論下，若市場產生攸關資訊時，證券價格應立即反映其重要資訊，因此週末效果及反週末效果應較易發生於市場發展成熟度不足之國家如開發中國家，因其反映重要資訊程度的較慢，所以在模型報酬率和變異數的估計結果可看出，只有開發中國家存在週末效果。另由跳躍參數之分析，可看出各國大盤股市報酬具有不連續的跳躍過程，此結果也支持林丙輝與葉仕國(1999)、Kim & Mei(2001)與 Chang & Kim(2001)之論點。

表 3 開發中國家各國指數報酬率 ARJI-N 與 ARJI-SGED 模型實證結果

	台灣		香港		新加坡		馬來西亞	
參數	常態	SGED	常態	SGED	常態	SGED	常態	SGED
u	0.0560	0.0849	0.0467*	0.0537*	0.0515**	0.0679**	0.0211	0.0502**
u_1	-0.0310	-0.0358	0.0974*	0.1035*	-0.0899**	-0.1020*	-0.0908**	-0.0929**
u_5	0.1543*	0.1471	0.0715	0.0577	0.0610	0.0839*	0.0789*	0.0764**
b	0.0452	0.0334	0.0466*	0.0302	0.1051	0.0774**	0.1520**	0.1349**
ω	0.0000	0.0000	0.0412**	0.0404	0.0213**	0.0188	0.0126**	0.0256*
ω_1	0.0781**	0.1544**	-0.0302**	-0.0342	0.0790**	0.0650	-0.0213**	-0.0655
ω_5	-0.0442**	-0.1013**	-0.1315**	-0.1236	-0.0853**	-0.0714	0.0077	-0.0209
α	0.0326**	0.0357**	0.0261**	0.0321**	0.0622**	0.0701**	0.0686**	0.0893**
β	0.9567**	0.9503**	0.9620**	0.9583**	0.8979**	0.9035**	0.8947**	0.8954**
θ	-0.5568*	-0.7939*	-0.7874**	-1.4420**	-0.3785**	-1.1540**	-0.1839	-0.7193**
δ^2	3.3872**	1.6008**	7.8003**	2.4397**	3.5587**	1.5808**	3.6326**	1.1237**
λ_0	0.0155**	0.0111	0.0057**	0.0027	0.0138**	0.0125**	0.0207**	0.0099*
ρ	0.8630**	0.9177**	0.9168**	0.9495**	0.8924**	0.8194**	0.8769**	0.9280**
γ	0.4765*	0.3858*	0.4834**	0.4130**	0.4244**	0.5551**	0.5393**	0.7050**
υ	—	-0.0949*	—	-0.0546*	—	-0.0764*	—	-0.0982**
k_0	—	1.4702**	—	1.4015*	—	1.7118**	—	1.3701**
k_1	—	0.1422	—	0.2038	—	-0.1587	—	0.2964
k_5	—	0.5415	—	-0.0107	—	-0.3096	—	-0.2384*
Q(4)	1.8230	3.2504	4.4770	7.0161	5.3510	10.5606*	7.7730	14.685**

$Q^2(4)$	0.3250	2.1724	3.1620	4.1464	5.9500	6.5422	2.2210	2.1173
LL	-2379.95	-2369.94	-4893.95	-4864.08	-4361.98	-4351.11	-4111.01	-4067.73
LR	20.02**		59.74**		21.74**		86.56**	

註：1. *和**分別表示 5%及 1%的顯著水準。

2. *LL* 和 *LR* 分別為對數概似函數值和概似比例檢定(Likelihood Ratio test)。LR 檢定統計量為 $-2(LL(\theta_0)-LL(\theta_1))$，且服從自由度為 4 之卡方分配，該分配在 5%和 1%顯著水準下，臨界值分別 9.4877、13.2767。

3. 本研究實證模型為：

$$R_t = u + (u_1 D_M + u_5 D_F) + bR_{t\text{-}1} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k}$$

$$h_t = \omega + (\omega_1 D_M + \omega_5 D_F) + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1},\ dN_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$$

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho\lambda_{t-1} + \gamma\xi_{t-1}$$

$$Z_t \sim SGED(z,k,\upsilon),\ z \sim NID(0,1),\ k = k_0 + (k_1 D_M + k_5 D_F)$$

$$\pi_{t,k} \sim N(\theta,\delta^2)$$

表 4 已開發國家各國指數報酬率 ARJI-N 與 ARJI-SGED 模型實證結果

	美國		日本		澳洲		加拿大	
參數	常態	SGED	常態	SGED	常態	SGED	常態	SGED
u	0.1365**	0.1731**	0.0891**	0.0848**	0.0970**	0.0996**	0.0711**	0.0667**
u_1	0.0297	0.0289	0.0300	0.0527	0.0280	0.0264	0.0888**	0.0978**
u_5	0.0124	0.0181	0.0072	0.0393	-0.0346	-0.0057	0.0590*	0.0596
b	-0.0360	-0.0207	-0.0314	-0.0308	-0.0126	-0.0158	0.0815**	0.0771**
ω	0.0075**	0.0086	0.0260**	0.0000	0.0177**	0.0190*	0.0063**	0.0003
ω_1	-0.0533**	-0.0537*	-0.0235	0.0739**	-0.0219**	-0.0205	0.0068*	0.0084
ω_5	0.0429**	0.0341	-0.0324**	0.0819**	-0.0346**	-0.0405	-0.0172**	0.0110
α	0.0625**	0.0730**	0.0392**	0.0755**	0.0517**	0.0537**	0.0373**	0.0474**
β	0.9198**	0.9122**	0.9384**	0.9062**	0.9177**	0.9165**	0.9447**	0.9374**
θ	-0.8903**	-0.5195**	-0.3521**	-0.5835**	-0.4349**	-0.4723**	-0.5870**	-0.4663**
δ^2	0.4494**	0.3299**	1.8005**	0.6144**	0.6034**	0.7448**	1.1596**	0.8542**
λ_0	0.0558**	0.0009**	0.0203**	0.0008**	0.0244**	0.0203	0.0161**	0.0193
ρ	0.5561**	0.9973**	0.9239**	0.9947**	0.8558**	0.8730**	0.8846**	0.8759**
γ	0.4095**	0.0090	0.3719**	0.1579*	0.2800**	0.2615*	0.5371**	0.7425**
υ	—	0.0193	—	0.0010	—	-0.0015	—	0.0736*
k_0	—	1.7257**	—	1.5475**	—	1.7930**	—	1.7701**
k_1	—	-0.4737**	—	0.0276	—	0.1665	—	-0.0375
k_5	—	-0.3259*	—	-0.1096	—	0.1856	—	-0.3428*
Q(4)	9.6170	9.0394	3.3200	2.8687	5.4990	5.6063	6.9360	7.9052
$Q^2(4)$	9.2970	7.7670	3.9320	3.3683	7.8030	7.3992	2.9240	2.6646
LL	-3992.05	-3976.59	-4898.68	-4894.51	-3169.62	-3168.19	-3519.86	-3513.73
LR	30.92**		8.34		1.43		12.26*	

註：1. *和**分別表示 5%及 1%的顯著水準。

2. *LL* 和 *LR* 分別為對數概似函數值和概似比例檢定(Likelihood Ratio test)。LR 檢定統計量為 $-2(LL(\theta_0)-LL(\theta_1))$，且服從自由度為 4 之卡方分配，該分配在 5%和 1%顯著水準下，臨界值分別 9.4877、13.2767。
3. 本研究實證模型為：

$$R_t = u + (u_1 D_M + u_5 D_F) + bR_{t-1} + \sqrt{h_t} Z_t + \sum_{k=1}^{N_t} \pi_{t,k}$$

$$h_t = \omega + (\omega_1 D_M + \omega_5 D_F) + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1},\ dN_t \sim Poisson(\lambda_t dt)$$

$$\lambda_t = \lambda_0 + \rho \lambda_{t-1} + \gamma \xi_{t-1}$$

$$Z_t \sim SGED(z,k,\upsilon),\ z \sim NID(0,1),\ k = k_0 + (k_1 D_M + k_5 D_F),$$

$$\pi_{t,k} \sim N(\theta, \delta^2),$$

二、平均跳躍頻率與平均跳躍機率

表 5 為全樣本下各國大盤報酬之平均跳躍頻率和平均跳躍機率。由表中可知，在開發中國家方面，大盤股市報酬率的平均跳躍頻率和平均跳躍機率以台灣和馬來西亞最高，香港和新加坡相對較小，顯示台灣和馬來西亞之大盤股市在不確定事件衝擊下報酬率的反映較為激烈；在已開發國家方面，大盤股市報酬率的平均跳躍頻率和平均跳躍機率以美國和日本較高也較為相近，澳洲和加拿大則相對較小。另樣本期間內已開發國家不管在跳躍頻率和跳躍機率，皆大於開發中國家，其結果顯現出各國股市對於市場發生異常資訊時，會表現在股市報酬率之跳躍行為上，另一方面也隱含出因資本市場成熟度的差異，使反映在攸關資訊的傳遞效果上也會產生差異，故已開發國家兩者平均值均較大。

表 5 各國家大盤股市報酬率之平均跳躍頻率與平均跳躍機率

	台灣	香港	新加坡	馬來西亞
平均跳躍頻率	0.1325	0.0493	0.0675	0.1200
平均跳躍機率	0.1182	0.0433	0.0607	0.1009
	美國	日本	澳洲	加拿大
平均跳躍頻率	0.3024	0.2010	0.1602	0.1453
平均跳躍機率	0.2584	0.1756	0.1451	0.1253

伍、結　論

本研究採用 Chan & Maheu(2002)所提出的 ARJI 模型，並假設股價報酬率分配為 Theodossiou(2001)所提出的 SGED 分配，以捕捉股價的分配具有

高狹峰與厚尾之特性，簡稱為 ARJI-SGED 模型。另外在此模型之平均數方程式、變異數方程式及峰態參數上加上週一至週五的虛擬變數，以便探討各國大盤股價報酬率、變異數和峰態程度是否存在週末效果。而樣本的選取上，依開發程度不同分開發中國家為台灣、香港、新加坡及馬來西亞，和已開發國家為美國、日本、澳洲和加拿大共八個國家之大盤股市作為研究標的。由實證結果可得到以下的結論與貢獻：

一、報酬率之參數的估計方面，開發中國家較易產生週末與反週末的效果，但已開發的國家普遍較無此異常效應產生。此差異的原因為已開發國家市場發展較為健全，股價反映相關攸關資訊的速度會較開發中國家快，故週末效果的現象較不易發生。

二、條件變異數之參數的估計方面，八個國家報酬率皆具有波動叢聚的現象，且當股市不存在週末效應的異常現象時，其週一和週五兩交易日對報酬率的波動，將呈現顯著的影響。其結果隱含當週一和週五產生攸關資訊時，市場能有效反映訊息，使其異常現象不易產生進而造成報酬率波動加大。

三、偏態與峰態參數的估計方面，開發中國家皆呈現顯著左偏及高狹峰厚尾的分配，僅馬來西亞週五報酬率之峰態係數顯著異於其他交易日且為負。而已開發國家也都呈現出高狹峰厚尾的型式，但在偏態估計值僅有加拿大呈現顯著右偏狀態，其餘三個國家則無偏態型式。另一方面，美國週一及週五報酬率之峰態係數顯著異於其他交易日且為負，而加拿大週五報酬率之峰態係數亦顯著為負。

四、在跳躍參數的估計方面，八個國家大盤股市報酬率跳躍大小的平均數與變異數，皆至少在 5%的顯著水準下呈現顯著結果，證實了各國大盤股市之報酬率具有不連續跳躍的過程。

綜合上述實證結果，依國家開發程度的不同，可由各國大盤股市之報酬率及其波動性與分配在週一及週五兩交易日之變化情形，可清楚地觀察各國是否具有週末效果的異常現象。因此，藉由本文實證結果可提供給一般投資人在進行投資或避險時參考。

C.E.P.S.

參考文獻

林丙輝與葉仕國(1999)。台灣股票價格非連續跳躍變動與條件異質變異之研究。**證券市場發展季刊，11**，61-92。

楊踐為(1998)。台灣店頭市場週末效應之 GARCH 模型檢定。**證券櫃檯月刊，21**，1-12。

Abraham, A. & Ikenberry, D. L. (1994). The Individual Investor and the Weekend Effect. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, *29*, 263-277.

Bates, D. S.(1991). The Crash of '87: Was it Expected? : Evidence from the Options Markets. *Journal of Finance*, *46*, 1009-1044.

Berument, H. & Kiymaz, H. (2001). The Day of the Weekend Effect on Stock Market Volatility. *Journal of Economics and Finance*, *25*, 181-193.

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, *31*, 307-327.

Brusa, J. O. R. (1998). Calendar Anomalies: an Empirical Analysis of the Reverse Weekend Effect. University of Arkancsas.

Brusa, J., Liu, P. & Schulman, C. (2000). The Weekend Effect, Reverse Weekend Effect, and Firm Sizw. *Journal of Business Finance & Accounting, 27*, 5/6, 555-575.

Chan, W. H. &. Maheu, J.M. (2002). Conditional Jump Dynamics in Stock Market Return. *Journal of Business & Economic Statistics, 20*, 377-389.

Chang, K. H. & Kim, M. J. (2001). Jump and Time-Varying Correlations in Daily Foreign Exchange Rates. *Journal of International Money and Finance, 20*, 611-637.

Das, S. R.(1998). Poisson-Gaussian Processes and the Bond Market. N*ational Bureau of Economic Research,* working paper.

Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation. *Econometrica, 50*, 987-1007.

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

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.

French, Kenneth R. (1980). Stock Returns and the Weekend Effect. *Journal of Financial Economics, 8*, 55-69.

French, Dan W.(1984). The Weekend Effect on the Distribution of Stock Prices-Implications for Option Pricing. *Journal Financial Economics, 13*, 547-559.

Gibbons, M. R. & Hess, P. (1981). Day of the Weekend Effect and Assets Return. *Journal of Business, 54*, 579-596.

Jaffe, J. & Westerfield, R. (1985). The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence. *Journal of Finance, 40*, 433-454.

Keef, S. P. & Roush, M. L. (2005). Day of the Week Effects in US and Asia-Pacific Stock Markets during the Asian Financial Crisis: a Non-Parametric Approach. *Applied Financial Economics, 25,* 107-119.

Kim, H. Y. & Mei, J. P. (2001). What Makes the Stock Market Jump? An Analysis of Political Risk on Hong Kong Stock Returns. *Journal of International Money and Finance, 20*, 1003-1016

Lakonishok, J., & Levi. M. (1982). Weekend Effects in Stock Returns: A Note. *Journal of Finance, 37*, 883-889.

Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *Journal of Business, 36*, 394-419.

Rogalski, R. J. (1984). New Findings Regarding Day-of-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note. *Journal of Finance, 39*, 1603-1614.

Theodossiou, P. (2001). Distribution of Financial Asset Prices, the Skewed Generalized Error Distribution, and the Pricing of Options. School of Business, Rutgers University, working paper.