交易時間延長對期貨報酬與波動性之影響—以台股期貨為例

The Impact of Extending Trading Time on Return and Volatility —A case study on Taiwan Stock Index Futures

陳勁甫　南華大學旅遊事業管理研究所

陳宣宏[1]　南華大學財務管理研究所

摘　　要

本研究主要探討交易時間延長是否會對期貨報酬與波動性產生影響，以台灣證券交易所股價指數期貨(台股期貨)為研究對象，利用 2000 年 1 月到 2001 年 12 月間之每日期貨指數收盤價為研究資料，主要結論如下：台股期貨報酬波動的 GARCH 模型以 ARMA(2,2)-GARCH(1,1)為最佳的模型配適；延長交易時間的前一年台灣期貨市場明顯存在超額之負報酬，在交易時間延長後則無明顯之超額報酬。延長交易時間實施前後的台灣期貨市場整體波動性並無顯著差異，因此若不考慮對總體經濟指標，如生產率、失業率的影響，單純就市場績效的觀點而言，全面推行全天交易是可行的。

關鍵詞：交易時間、指數期貨、報酬、波動性

Ching-Fu Chen, Institute of Tourism Management, NanHua University

Hsuan-Hung Chen, Institute of Financial Management, NanHua University

ABSTRACT

This study mainly focuses on the impact of extending trading time on the return and volatility of futures. The daily price data dated from 2000.1-2001.12 of stock index futures was obtained from TAIFEX. The main research results include: The ARMA(2,2)-GARCH(1,1) model is the best fitted volatility model of this study. Excess negative return significantly exists in the year-before period of extending trading time, nonexistence with that in the year-after period. Overall volatility on Taiwan Futures Market doesn't show significant difference before and after implementing extending trading time, plainly through perspective of market performance without considering macroeconomic factors such as productive rate、unemployment rate, overall pushing for all-day trading would be feasible.

Keywords：Trading time，Index Futures，Return，Volatility

一、前言

隨著全球金融環境的快速發展與整合，台灣正面臨「全球化」的衝擊及新世紀的國際競爭，政府也積極的推動『金融國際化與自由化』，其目的即是在促使台灣的金融體系健全，且能合乎新時代的需要。政府在推動『金融國際化與自由化』的過程中，已陸續改革一些不合國際證券市場潮流及慣例的法規，例如：每週交易日數的減少(隔週休二日與週休二日)與每日交易時間的延長，其目的是希望與國際金融市場接軌，並且為全天交易做好準備。

民國 85 年 7 月，證管會提出『延長證券市場與期貨市場交易時間』一案，認為基於國際化考量，全球股票市場與期貨市場 24 小時交易是未來目標，而且過去國內交易時間太短，所有資訊無法在市場交易當天反應出來，因此為了建立台灣為區域金融中心，確實有必要調整交易時間，以符合國際證券市場交易之習慣[1]。

『延長證券市場與期貨市場交易時間』一案提出後，立刻引起社會大眾的熱烈討論。贊成延長交易時間的人認為，目前世界各大金融中心主要證券交易所的交易時間，每日的交易時間一般皆為 4.5~6.5 個小時[3]，如此可以隨時將上市公司及其相關部門的最新資訊，反映在其股票價格上面；同時可以減少散戶的比例，減少投資客炒作的空間。台灣既要推動國際化政策，自應採納國際市場慣例。

但持反對意見的證券商同業公會與投資人協會等團體則認為，目前台灣參與市場買賣的個人戶占九成，公司法人僅占一成，此與美國、日本、德國、新加坡截然不同。所以將交易時間延長並不能提高成交量，反而會造成證券商營業成本的加重、投資大眾生活作息的改變等諸多不便，對於交易制度的健全、市場的活絡毫無益處，並不能達成讓台灣證券市場更具國際化、自由化等目標。因此，在贊成與反對這兩種截然不同的聲音之下，延長交易時間是否會對市場造成影響即成為一個非常值得探討的問題，同時也是本研究主要的研究動機。

台灣期貨交易所自民國 90 年 1 月 2 日起實施每日交易時間延長的新制度，即將交易時間原本為 AM 8:45 ~ PM 12:15 共 3.5 個小時，改制成 AM 8:45 ~ PM 13:45 共 5 個小時。此新制度的實行，改變了台灣期貨市場行之多年的交易習慣，因此，市場交易時間的延長是否會對台股期貨之報酬與波動性產生影響，即為本研究主要探討的主題。

本文除前言外，第二部分為相關文獻探討，第三部分為研究方法之介紹，第四部分為實證分析與結果討論，第五部分為本研究之結論。

二、文獻探討

本節就有關證券市場交易時間改變的實證研究及有關研究波動性方法的文獻兩部分進行回顧探討。

有關交易時間改變的實證研究方面，國外學者如 Houston and Ryngaert(1992)以變異數分析的方法研究美國紐約證券交易所在 1945 年至 1952 年夏天之週六休市，以及 1968 年下半年週三不交易，這兩種交易時間的改變會有何影響。研究發現：一週交易時數的適當減少，會影響交易量與市場波動性的週型態(weekly pattern)，但不會影響週交易量與週市場波動性的總和水準[12]。

國內有關交易時間改變的文獻相對較少。廖怡玲(1999)以 T 檢定法、F 檢定法及 Z 檢定法等多種不同的檢定方法，研究台灣股市在實施隔週休二日制後有何影響，分別探討市場績效之流動性、波動性與效率性。研究發現：在流動性方面，隔週休二日的實施，並不會影響市場整體的流動性，但會改善並重新分配市場流動性，使得一週之每日交易量呈現均勻分散的型態；在波動性方面，週六的休市會降低市場整體的波動性，而週六的延長交易，則會使市場波動性提高；在效率性方面，交易不熱絡類股之市場效率性大幅降低，但對交易熱絡類股之效率性，僅有小幅度的影響[3]。

此外，有關波動性方法之實證方面，在過去二十年中，GARCH 模型是在財務時間序列領域中最廣泛被運用的模型之一[4]。其廣泛受到運用的主要原因，在於 GARCH 模型能適切的描述股票報酬及其他金融商品報酬之現象，例如，該模型可描述金融市場波動常具有的群聚現象及股票報酬常具有的肥尾(fat tail)及高狹峰(leptokurtosis)現象。本文亦選擇 GARCH 模型爲主要研究方法。

相關文獻如 Maria and Simon(2001)以多種不同型態之 GARCH 模型比較四個中歐的新興市場，包括匈牙利、捷克、波蘭及斯洛伐克等四個國家，說明模型的適用性及槓桿效應[14]。林楚雄、劉維琪、吳欽杉(1999)以六個不對稱 GARCH 模型探討台灣股票店頭市場條件波動的行爲，實證結果顯示我國店頭市場股價波動除了具有異質性之外，而且波動具有不對稱的現象[2]。

綜觀上述，相關文獻著重在比較交易日和非交易日的不同，並沒有針對交易時間延長前後作比較，所以僅能得知週型態的改變，並無法了解日型態的變化。因此本文擬以台指期貨爲例，使用 GARCH 模型探討交易時間延長前後，是否對報酬波動性產生差異，以分析不同時期的市場行爲特性。

三、研究方法

本節針對檢定時間序列單根現象之 ADF 檢定法、檢定時間序列誤差項的條件變異數是否具有異質性之拉氏乘數檢定法及估計報酬波動性之 GARCH 模型進行說明。

(一)單根與穩定序列

一般而言，時間序列資料多爲非定態序列(non-stationary series)，但傳統計量模型(如：最小平方法)，都是假設誤差項爲定態序列，從而分析其估計式之統計特性，並以此特性做爲假設檢定的依據。若誤差項爲非定態序列時，則在定態假設下所得到的估計式和檢定結果都將不具意義。Granger and Newbold(1974)指出，若迴歸式的自變數爲非定態，以傳統之最小平方法進行迴歸分析，將產生假性迴歸(Spurious Regression)的關係，即在自變數原本與應變數無任何因果關係下，分析者沒有察覺自變數爲非定態，但仍運用傳統之最小平方法時，將容易產生接受自變數顯著影響應變數的結論[11]。因此非定態的時間序列，必須先使其成爲定態序列後，才能繼續進一步之計量模型研究。

若時間序列呈現不穩定的型態，即是時間序列存在單根(unit root)問題，通常對具單根的時間序列資料進行差分(difference)，可使其成爲定態序列[10]。因此，爲了使時間序列資料成爲一定態序列，本文採用將時間序列資料轉換爲報酬型態的差分方法，此方法的計算是採取自然對數的一階差分，即爲：$r_t = \log\left(F_t / F_{t-1}\right)$，其中 r_t 代表第 t 天的期貨報酬，F_t 代表第 t 天的期貨價格。

單根檢定的主要目的在於確定時間序列的整合級次(integrated order)，藉以判定時間序列的定態性質。單根檢定有許多方法，但多以 ADF 檢定法及 PP 檢定法爲主，其中以 Dickey and Fuller(1979；1981) 所提出的 ADF 檢定法最爲穩定[7][8]，Engle and Granger(1987)亦建議使用 ADF 檢定法來檢測單根問題[10]，因此本研究亦採用 ADF 檢定法。

本研究所採用之 ADF 檢定法是以最小平方法對有截距模式之基本迴歸式加以估計，如式(1)：

$$\Delta F_t = \alpha + \beta F_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta F_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

其中 $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$，而 P 值的選擇目的是爲了使誤差項符合白噪音之假設。上式在檢定 H_0：$\alpha = \beta = 0$，若虛無假設成立，則表示$\triangle F_t$爲一具有單根的非定態序列，需再進一步進行資料差分處理。

(二)拉氏乘數(LM)檢定法

傳統的計量方法用於處理時間序列模型的估計與檢定問題時，常假設其條件變異數是固定的。但是隨著時間序列模型預期報酬波動的增加，此一假設變得不合理，因此 Engle(1982)提出自我迴歸

條件異質變異數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity，ARCH)模式，以解決條件變異數異質性的問題[9]，後來經由 Bollerslev(1986)將其一般化成爲 GARCH 模式[6]。

由於 GARCH 模型的估計過程繁複，通常在估計前會先進行檢定時間序列模型是否具變異數異質性。而常見的檢定方法爲 Engle(1982)的拉氏乘數(Lagrange Multiplier，LM)檢定法，用來檢定條件平均數方程式誤差項的變異數是否具有異質性的效果，以作爲是否繼續進行 GARCH 模式估計的研究依據[9]。LM 檢定法之統計檢定量爲 TR^2，其中 T 表樣本數，R^2 爲(2)式的迴歸判定係數。在無 ARCH 效果的虛無假設 (H_0：$w_1 = w_2 = \ldots = w_n = 0$) 下，針對估計條件平均數方程式所得到的誤差平方序列進行檢定，列式如下：

$$\varepsilon_t^2 = w_0 + w_1\varepsilon_{t-1}^2 + \ldots\ldots + w_n\varepsilon_{t-n}^2 \tag{2}$$

(三)GARCH 模型

爲克服 ARCH 模型估計參數過多之限制，Bollerslev(1986)根據 ARMA 模式的認定方法，將落後期的條件變異數加入 ARCH 模型中，予以擴充成爲一般化自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized ARCH，GARCH)[6]。GARCH(p , q) 模式爲：

$$r_t = a_0 + \varepsilon_t \tag{3}$$

$$\varepsilon_t = v_t\left(h_t\right)^{1/2} \tag{4}$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_j h_{t-j}^2 \tag{5}$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1,2,\ldots\ldots,q$$

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

其中 r_t 爲第 t 天的期貨報酬；h_t 爲誤差項 ε_t 的異質變異數，受過去 p 期條件變異數及 q 期誤差項之影響；v_t 是服從平均數爲 0，且只有單一變異數的常態分配。依據此一模式可知，當 $p = 0$ 時，GARCH(p , q)模型即回復 ARCH(q)模型，而 $p = q = 0$ 時，此一模式即成爲一純白噪音過程。

利用 GARCH(p , q)模型處理時間序列資料之前，需先解決其條件平均數方程式的一階序列相關問題，否則會得到不一致的參數估計值。因此本研究擬以自我迴歸移動平均(Autoregressive Moving average，簡稱 ARMA)模型，來建立 GARCH 模型的條件平均數方程式：

$$r_t = a_0 + \sum_{i=1}^{p}a_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^{q}b_j\varepsilon_{t-j} \tag{6}$$

並利用 AIC 準則(Akaike, 1973)來決定自我迴歸項(p)和誤差項(q)的最適期數[5]。其方程式爲：

$$\mathrm{AIC}(k) = \mathrm{T} \cdot \ln\sigma^2 + 2k \tag{7}$$

式中 k 表參數的個數，T 表觀察值的個數，σ^2 表樣本變異數的最大概似估計值，使 AIC 爲最小的 k 即爲 p 和 q 的最適期數。

另外，本研究以 Ljung and Box(1978)之 Q 統計量，來檢定誤差項之序列相關問題，以符合誤差項爲白噪音之假設[13]。其統計量計算方程式爲：

$$Q(k) = T(T+2)\sum_{j=1}^{k}\left(\rho_j^2 / T - j\right) \tag{8}$$

其中，ρ_j 表落後 j 期的樣本相關係數，T 表樣本數。

四、實證分析

(一)資料描述

本研究資料選取自台灣經濟新報資料庫(TEJ)。資料選取期間爲 2000 年 1 月到 2001 年 12 月的每日期貨指數收盤價(以下稱序列 1)，其中又

將資料劃分為交易時間延長的前一年(2000 年 1 月至 2000 年 12 月，以下稱序列 2)及後一年(2001 年 1 月至 2001 年 12 月，以下稱序列 3)。故本研究主要研究此三個階段，並擬定變數，探討各期間報酬及波動性之影響變化。

(二)資料檢定

1. 基本統計分析與單根檢定

本研究先對原始期貨指數進行單根檢定後發現為非定態序列。為避免產生假性迴歸的問題，故利用上述之差分方法，將原始期貨指數序列轉變為期貨指數報酬序列，以進行後續模型之估計。圖 1 為樣本期間之台股期貨指數走勢圖，圖 2 為樣本期間之台股期貨報酬走勢圖，由圖中可見期貨指數及期貨報酬的波動幅度並沒有因為交易時間改變而有所差異。

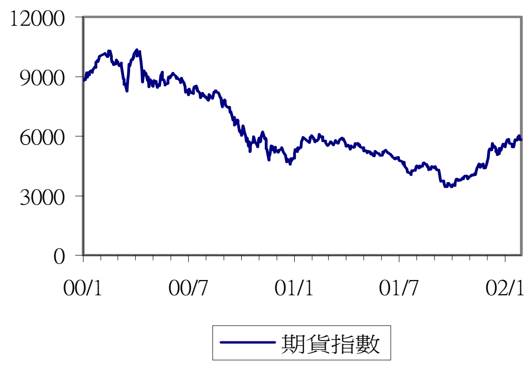

圖 1　台指期貨指數走勢圖

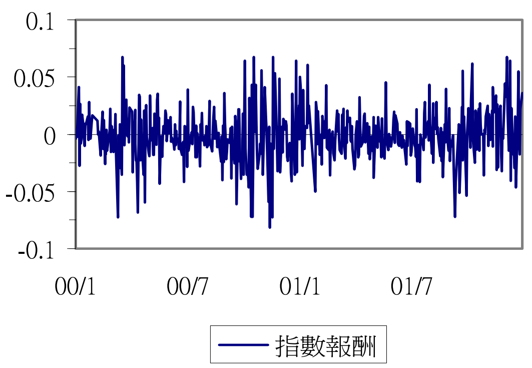

圖 2　台指期貨報酬走勢圖

表一　期貨指數報酬序列敘述統計量

	序列 1：(2000~2001)	序列 2：(2000)	序列 3：(2001)
平均數	-0.000890	-0.002286	0.000555
標準差	0.023848	0.025035	0.022400
偏態係數	0.024826	-0.067710	0.228495
峰態係數	3.983077	4.095328	3.613755
Jarque-Bera	20.75075***	13.70343***	5.92855*
Observations	515	271	244
ADF(6)	-8.941017***	-7.220990***	-5.279392***
ADF(12)	-5.893536***	-4.560880***	-3.920909***
Q(6)	11.3266*	16.0470**	7.9031
Q(12)	15.8767	21.0605**	9.3855
Q^2 (6)	87.919***	57.011***	21.576***
Q^2 (12)	120.60***	72.177***	37.571***

註 1. *代表 10%顯著水準　**代表 5%顯著水準　***代表 1%顯著水準。
2. Jarque-Bera 為常態分配的檢定統計量，其統計量計算方程式為：$J\text{-}B = T\,[\,skewness^2 / 6 + (kurtosis - 3)^2 / 24\,]$，在常態分配的虛無假設下，服從卡方分配。
3. ADF(k)為 Augmented Dickey-Fuller 落後 k 期的單根檢定。
4. Q (k)及 Q^2 (k)表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，分別檢定報酬及報酬平方之序列相關。

表一為期貨指數報酬的敘述統計檢定量，包括平均數、標準差、偏態係數與峰態係數。其中序列 3 之平均報酬為負報酬而序列 1、序列 2 則為正報酬，另外偏態係數、峰態係數及 Jarque-Bera 之常態性檢定均顯示三序列並非常態分配。

在單根檢定方面，表一之 ADF 檢定值顯示三序列在落後 6 期及 12 期的情況下，皆顯著拒絕有單根現象之虛無假設，即顯示三序列皆已為定態序列。報酬平方的 Ljung-Box 檢定統計量顯示，三序列皆具有明顯之非線性序列相關，隱含報酬序列具波動叢聚的現象。

2. 拉氏乘數(LM)檢定與 GARCH 模型估計

表二為三報酬序列之拉氏乘數檢定結果。其中序列 1 及序列 2 皆存在顯著的異質性效果，序列 3 也在遞延 3 期之後存在顯著的異質性效果，此檢定

結果建議使用 GARCH 模型進行報酬序列之推估的適宜性。

表二　拉氏乘數(LM)檢定

n	序列 1：(2000~2001)	序列 2：(2000)	序列 3：(2001)
1	9.244175***	4.544209**	0.536638
2	22.73111***	10.20616***	1.075653
3	45.41562***	21.90009***	7.764892*
4	47.66744***	25.00215***	11.61588**
5	47.89082***	27.41046***	12.77691**
6	54.21898***	31.13551***	17.92085***
7	56.91376***	31.09507***	21.68657***
8	58.47849***	32.45469***	21.52456***
9	58.37839***	32.27035***	24.13276***
10	58.40015***	32.27428***	25.64103***
11	58.99575***	32.03230***	24.92524***
12	60.28094***	32.36257***	26.09785***

註 1. *代表 10%顯著水準　**代表 5%顯著水準　***代表 1%顯著水準。
2. *n* 爲落後期數。

在進行 GARCH 模型估計之前，必須先估計其條件平均數方程式，以避免得到不一致的參數估計值。因此本研究使用 AIC 準則，選取 ARMA(2 , 2)爲三序列最佳之條件平均數方程式，以進行條件變異數方程式的估計[2]。

本研究根據過去有關 GARCH 模型之相關文獻經驗，以及考慮 GARCH 模型係數的顯著性，所以假設 GARCH(*p* , *q*)模型之 $p \leqq 2$ 及 $q \leqq 2$。由於 GARCH(2 , 2)模型其序列 1 及序列 2 之條件變異數方程式係數不顯著，而且序列 3 之條件變異數方程式係數無法估計，所以本研究選取 GARCH(1 , 1)、GARCH(1 , 2)及 GARCH(2 , 1)等三組模型以進行比較。

表三　ARMA(2,2)-GARCH(1,1)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2}$$
$$\varepsilon_t = \nu_t (h_t)^{1/2}$$
$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2$$

	序列 1：(2000~2001)	序列 2：(2000)	序列 3：(2001)
a_0	-0.000688	**-0.002986*****	-0.000709
	(0.000949)	**(0.000481)**	(0.001418)
a_1	0.649502***	0.777462**	1.151945***
	(0.028014)	(0.312648)	(0.021920)
a_2	-0.920232***	**0.179583**	-0.922659***
	(0.030052)	**(0.303406)**	(0.023130)
b_1	-0.680334***	-0.888170***	-1.197000***
	(0.016033)	(0.332970)	(0.004833)
b_2	0.972905***	**-0.109024**	0.989635***
	(0.017362)	**(0.334009)**	(0.008099)
α_0	2.01E-05**	4.10E-05*	1.39E-05
	(9.02E-06)	(2.15E-05)	(1.20E-05)
α_1	0.108479***	0.181167**	0.085785**
	(0.035773)	(0.075134)	(0.040190)
β_1	0.858080***	0.761485***	0.886872***
	(0.043805)	(0.089542)	(0.053430)
Q^2 (6)	4.1376	2.0120	0.7812
Q^2 (12)	9.5926	5.4316	5.6339
AIC	-4.755234	-4.668403	-4.844976

註 1. *代表 10%顯著水準　**代表 5%顯著水準　***代表 1%顯著水準。
2. 括弧中的數字爲標準誤。
3. Q^2 (k)表示爲落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

表三、表四、表五爲三組 GARCH 模型之參數估計結果。其中序列 1 及序列 3 在 GARCH(1 , 1)模型配適下其 AIC 值較小於另外二組模型，而且在 GARCH(1 , 1)之模型配適下，其條件變異數方程式各項係數較另外二組模型顯著。例如表四中三序列之 α_1 係數及序列 3 之 α_2 係數不顯著；表五中序列 3 之 β_1 係數及三序列之 β_2 係數不顯著。而且

[2] 有關條件平均數方程式估計結果請洽本文作者。

表四　ARMA(2,2)-GARCH(1,2)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2}$$
$$\varepsilon_t = \nu_t (h_t)^{1/2}$$
$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2$$

	序列 1：(2000~2001)	序列 2：(2000)	序列 3：(2001)
a_0	-0.000657	-0.001881***	-0.000720
	(0.000954)	(0.000637)	(0.001435)
a_1	0.670402***	0.123717	1.150974***
	(0.080879)	(0.272997)	(0.023576)
a_2	-0.813332***	0.713411***	-0.922187***
	(0.087585)	(0.260585)	(0.023697)
b_1	-0.712115***	-0.159465	-1.197164***
	(0.061587)	(0.266035)	(0.004891)
b_2	0.894055***	-0.775988***	0.989931***
	(0.066692)	(0.262436)	(0.008122)
α_0	2.94E-05	4.81E-05**	1.34E-05
	(1.24E-05)	(2.35E-05)	(1.24E-05)
α_1	**0.028058**	**0.015179**	**0.094729**
	(0.048676)	**(0.059691)**	**(0.071291)**
α_2	(0.107142*	0.203550**	**-0.010388**
	(0.061062)	(0.099287)	**(0.081236)**
β_1	0.814745***	0.715698***	0.889448***
	(0.055360)	(0.110919)	(0.081236)
Q^2 (6)	2.7131	1.4743	0.7389
Q^2 (12)	7.5587	4.8480	5.6816
AIC	-4.751693	-4.675946	-4.836739

註同表三。

表五　ARMA(2,2)-GARCH(2,1)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2}$$
$$\varepsilon_t = \nu_t (h_t)^{1/2}$$
$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2$$

	序列 1：(2000~2001)	序列 2：(2000)	序列 3：(2001)
a_0	-0.000670	-0.000981	-0.000767
	(0.000950)	(0.001358)	(0.001408
a_1	0.645964***	-0.337853***	1.150378***
	(0.027111)	(0.045443)	(0.023305)
a_2	-0.923534***	-0.887385***	-0.922342***
	(0.028528)	(0.041275)	(0.023340)
b_1	-0.678620***	0.280718***	-1.197309***
	(0.014389)	(0.019026)	(0.004716)
b_2	0.974126***	0.978391***	0.990228***
	(0.016482)	(0.020172)	(0.007829)
α_0	1.32E-05	2.46E-05**	1.82E-05
	(8.20E-06)	(1.18E-05)	(1.71E-05)
α_1	0.067261*	0.111531*	0.119203**
	(0.040031)	(0.066098)	(0.057629)
β_1	1.349866***	1.241080***	**0.420491**
	(0.359836)	(0.390733)	**(0.628371)**
β_2	**-0.439362**	**-0.388542**	**0.424977**
	(0.314110)	**(0.330750)**	**(0.583235)**
Q^2 (6)	2.5177	3.0704	0.5793
Q^2 (12)	8.2317	5.1020	5.1865
AIC	-4.754261	-4.685875	-4.837231

註同表三。

報酬平方序列相關檢定也無法拒絕序列無相關之虛無假設，表示在 GARCH(1 , 1)的模型配適下，三序列已經沒有非線性序列相關問題。因此在考慮 AIC 值及條件變異數方程式係數的顯著性之後，本研究選擇 ARMA(2 , 2)-GARCH(1 , 1)模型爲此三序列之最佳模型配適。

在表三中，序列 2 之 a_0 係數顯著，而序列 1 及序列 3 的 a_0 係數則不顯著，表示在延長交易時間前一年的台灣期貨市場明顯存在超額之負報酬，此種情形在延長交易時間後已獲得改善。

另外，序列 2 之 a_2、b_2 係數不顯著，而序列 1 及序列 3 之 a_2、b_2 係數則顯著，表示在延長交易時間前一年的台灣期貨市場，其落後第二期的指數報酬與落後第二期的報酬誤差項，無法對當期的報酬產生影響，此種情形在延長交易時間後已獲得改善。其原因可能有二，序列 2 之條件平均數方程式

在加入條件變異數方程式後，其落後第二期的報酬與落後第二期的報酬誤差對當期報酬的影響，已被條件變異數方程式對當期報酬的影響給取代。

另一可能原因爲，在延長交易時間前每天交易時間較短，導致當天市場上的所有資訊無法在既定的交易時間內反應完畢。此情形在延長交易時間之後則獲得改善，表示在延長交易時間之後，市場上的所有資訊得以在交易時間內完全反應，這也顯示著台灣期貨市場在延長交易時間之後更趨近於效率市場。

五、結論

本研究以 GARCH 模型來探討台灣期貨市場於延長交易時間制度實施前後，台指期貨之報酬與波動性有何差異。以每日期貨指數收盤價資料進行實證研究後，主要結論如下：

(一)台指期貨報酬波動之 GARCH 模型以 ARMA(2 , 2)-GARCH(1 , 1)爲最佳的模型配適。

(二)延長交易時間前一年台灣期貨市場顯著存在超額之負報酬，而在交易時間延長後則無明顯之超額報酬。

(三)延長交易時間實施前後的市場整體波動性並無顯著差異，因此，若不考慮對總體經濟指標，如生產率、失業率的影響，單純就市場績效的觀點而言，全面推行全天交易是可行的。

參考文獻

[1]林亭兒.*交易機制與交易時間之探討-日本跨國上市公司股價之實證研究*.國立中央大學財務管理研究所碩士論文. 1997.

[2]林楚雄,劉維琪,吳欽杉.*台灣股票店頭市場股價報酬波動行爲的研究*.企業管理學報，44：165-192. 1999.

[3]廖怡玲.*實施隔週休二日制對台灣股市影響之實證研究*.國立中山大學財務管理研究所碩士論文. 1999.

[4]鍾惠民,吳壽山,周賓凰,范懷文.*財金計量*.台北：雙葉書廊有限公司. 2002.

[5] H.Akaike , *Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle*. In 2d. International Symposium on Information Theory, edited by N. Petrov and F. C. Budapest：Akademiai Kiado 267-281. 1973.

[6] T.Bollerslev , *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*. Journal of Econometrics 31：307-327. 1986.

[7] D.A.Dickey and W.A.Fuller , *Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root*. Journal of the American statistical Association 74：427-431. 1979.

[8] D.A.Dickey and W.A.Fuller , *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root*. Econometrica 49：1057-1072. 1981.

[9] R.F.Engle , *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*. Econometrica 51：987-1008. 1982.

[10] R.F.Engle and C.W.Granger , *Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing*. Econometrica 55：251-276. 1987.

[11] C.Granger and P.Newbold , *Spurious Regression in Econometrics*. Journal of Econometrics 2：111-120. 1974.

[12] J.F.Houston and M.D.Ryngaert , *The Link Between Trading Time and Market Volatility*. Journal of Financial Research 15, Summer. 1992.

[13] C.M.Ljung and G.E.P.Box , *On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models*. Biometrika 65：297-303. 1978.

[14] K.H.Maria and P.Simon , *Volatility in the transition markets of Central Europe*. Applied Financial Economics 11：93-105. 2001.