

美國股市與總體經濟消息宣告對 台灣證券市場之影響

李文雄*** · 張曉菁** · 李宜璇*

本文採以二元之 GJR-GARCH 模型為研究架構，來探討美國股市對台灣證券市場的衝擊、以及美國與國內定期總體經濟訊息宣告對台灣加權股價指數期貨與現貨市場日報酬變動的影響。同時，檢視台灣期貨與現貨市場間之波動關聯性。實證結果發現：美國股市對台灣證券市場之波動傳導效果顯著；美國與台灣部分總體經濟訊息宣告對台灣期貨與現貨市場之一階動差有顯著影響。此外，現貨市場之報酬波動領先期貨市場。

關鍵詞：GJR-GARCH、總體經濟訊息宣告、期貨市場、現貨市場

1 前言

在國際金融市場趨於整合的潮流下，透過貿易往來與相互投資，使國家間的連動關係日趨密切。2001 年 911 攻擊事件重創全球金融市場之心臟地帶-美國，各國股市紛紛以重挫回應，由此可端倪出國際股市間連動性之密切程度。因此，投資人及政策制定者若能清楚了解國際市場間之波動關聯性及連動性，將有助於金融資產的訂價、投資組合管理與避險策略之訂定。

國際市場間的連動性一方面來自於非總體經濟基本面之影響，像是國際趨勢與群眾預期心理之衝擊，導致國際感染效應的產生，使得單一國家亦愈無法置於國際經濟之連鎖效應外。而小型開放之金融市場更易受到大國之影響，因此研究國外市場價格走勢可顯著提升獲利並改善風險溢酬(Sim and Zurbreugg,1999)。

另一方面，則來自於總體經濟基本面之因素，他國經濟若發生變化，對經濟基本面相似的國家也必有或輕或重之衝擊。台灣屬於典型的小型開放經濟體，以國際

*** 開南管理學院企業管理研究所副教授兼企業管理學系系主任

** 中國文化大學國際貿易研究所研究生

* 開南管理學院推廣教育部講師

貿易為主要經濟活動，而美國為世界經濟的領航者，且為我國主要貿易對手國之一，因此，可預期美國總體經濟之表現對我國證券市場榮枯之影響力。目前，國內已有許多探討總體經濟訊息宣告對各資產條件平均數之影響的相關文獻（翁寬、盛瀚陞，2000），但將條件變異數納入考量之研究仍付之闕如。所以，本文將條件變異數納入考量以釐清當美國及國內之總體訊息宣告，對台灣證券市場將產生的怎樣的影響、對投資人之決策是否具有參考價值。

台灣證券市場目前已趨成熟且完整，不再是個跛足的市場。其中又以股價指數期貨與現貨市場之交易最為熱絡、且波動性強，不易受人為所控制，因此，本文將針對此兩市場進行探討。在探討美國對台灣證券市場之波動傳導效果的同時，本文將進行實證研究來檢視期貨及現貨兩市場，何者對於美國新資訊之衝擊反應較為顯著。

綜上所述，本研究主要目的列示如下：

1. 探討美國股市之報酬波動對台灣股價指數期貨與現貨市場間之波動傳導效果；
2. 美國及國內總體訊息宣告是否會導致台灣期貨、現貨市場產生日變動；
3. 進行實證研究來探討台灣期貨及現貨市場報酬變動之領先落後關係及波動關連性。

以下將依序說明本研究之文獻探討、研究假說、研究方法、實證結果分析、最後則以實證結果說明本研究的結論。

2 文獻探討

1、國際間之波動傳導效果

近年來，隨著全球金融市場的快速整合，國際股市連動關係之議題愈受重視，若能藉著觀察跨國重要股市之變動，投資人將可更有效的掌握台灣期貨與現貨市場未來的走向。Ng.(2000)發現美(全球性)、日(區域性)兩國對太平洋盆地股市均具有波動外溢之效果，當中以美國之溢傳效果最為顯著，而區域性與全球性的相對影響性會因重大自由化事件(如國家資金的引進、國外直接投資限制的改變)與雙方貿易程度而改變。Kearney(2000)發現世界權益市場之波動多導源於美國與日本市場之波動，並傳導致歐洲市場。國內文獻方面，黃博怡、陳君達(2002)發現在 1996 年至 2001 年間，以 Nasdaq 對台股之衝擊較為顯著，且負面訊息對台灣分類股價指數之影響皆較正面訊息顯著。

2、總體經濟訊息宣告對金融市場之影響

根據 Lin, Engle and Ito(1994)，跨國市場之連動性除了受到市場間之感染效應外，係受到總體經濟面因素的影響，亦即因國家間之相互貿易與投資，使得任一國之經濟受另一國家連動影響程度相當大。Frino, Walter and West(2000)發現當澳洲國內總體訊息宣稱時，股價指數期貨市場領先現貨市場之關係會增強。Kin and In (2001)發現當美國與澳大利亞總體經濟訊息的宣告，對澳大利亞之一階與二階動差會有顯著的影響。國內文獻方面，張珍鳳(1995)發現美國各項總體經濟訊息宣告中，以工業生產指數與貿易赤字對亞洲股市之報酬與交易量較具影響力，而亞洲各國股市顯著受到美國股市之報酬與波動性傳遞效果的影響，但卻無法由美國總體訊息來解釋此效果。翁霓、盛瀚陞(2000)發現當物價統計宣告時，台股指數期貨具價格發現的功能。

3、期貨與現貨間之交互動態關聯性

(1) 期貨與現貨間之領先落後關係

依持有成本理論(cost of carry)評估，若現貨與期貨市場皆為完美效率市場，則市場中有任何新資訊的產生，現貨與期貨市場之價格會同時作出調整，因此兩市場間的價格關係應該是同期的，不存有「領現-落後」關係。實際上，Shyy, Vijayraghavan, and Scott-Quinn(1996)發現若採每分鐘交易價格資料時，期貨領先現貨；若採買賣價之中價為資料，避免非經常交易之問題時，則現貨領先期貨，並將期貨領先現貨之現象歸因於非同步交易與價格陳舊之問題、以及兩市場間交易機制的差異。此外，蔡垂君等(2003)之研究皆支持期貨報酬領先現貨報酬。但 Wahab and Lashgari (1993)、劉美纓、王甦、蔡美華(2001)等研究發現現貨領先期貨價格之關係較為顯著。

(2) 期貨與現貨間之波動關聯性

一般而言，金融資產價格普遍具有波動叢聚的現象。如 Koutoms and Tucker (1996)發現期貨市場存有波動不對稱的現象，且會單向傳導致現貨市場，使現貨市場之波動性增加。國內文獻方面，劉美纓等(2001)發現期貨與現貨市場間之報酬波動互以不對稱之方式相互影響。

3 研究假說

由於國家間之相互投資、與全球金融市場之整合，因此國際市場之訊息衝擊著一國期貨與現貨市場之表現，尤其當小型開放之金融體系高度依存於相對較大規模之國外市場時特別顯著。多數國內外之實證結果均發現國際股市間存有報酬與波動外溢的現象，並以美國股市之報酬波動傳導效果居領航地位(Sim and

Zurbereugg, 1999 ; Ng., 2000 ; 黃博怡與陳君達，2002)。因此，本文針對美國股市之報酬波動溢傳效果提出假說一與假說二。

【假說一】 美股之報酬對台灣股價指數期貨市場之報酬波動傳導效果顯著；

【假說二】 美股之報酬對台灣股價指數現貨市場之報酬波動傳導效果顯著。

一般而言，金融市場會受到國內總體經濟環境之變動而敏銳波動。國內外許多研究均指出總體訊息之宣告當日，股市與期貨報酬率會產生顯著的波動 (Ederington and Lee, 1993 ; Crain and Lee, 1995)。今日，國際金融市場之連動關係愈趨密切，而美國在國際金融市場位居領航地位，其總體經濟訊息之宣告對本國金融市場之波動必有影響 (Kim and In, 2001)。綜上所述，本文提出下列假說：

【假說三】 總體經濟訊息宣告日，股價指數期貨市場會產生較高的波動性；

【假說四】 總體經濟訊息宣告日，股價指數現貨市場會產生較高的波動性。

依據持有成本理論，期貨及現貨價格之變動關係應為同時性的，不含時間落差。但由於非同步交易、流動性之差異、以及市場摩擦之因素，造成股價指數期貨之變動領先股價指數現貨。國內外許多相關之實證研究均發現期貨報酬領先現貨報酬 (Gwilym and Buckle, 2001 ; 蔡垂君，2003)。因此，本文提出下列假說：

【假說五】 台股指數期貨報酬領先現貨報酬。

一般來說，金融資產之報酬會因資訊的外溢而形成波動，報酬率對好壞消息之反應程度並不一致，且多為壞消息對報酬率造成之影響程度大於好消息之影響。國內外學者 Koutoms and Tucker(1996)、Antoniou et al.(1998)、江明憲與陳英生(2001)之實證研究皆指出股價指數期貨與現貨市場之報酬均存有波動不對稱之現象。因此，本文提出下列假說：

【假說六】 台股指數期貨與現貨報酬均存有波動不對稱之現象。

依 Koutoms and Tucker(1996)探討 S&P500 指數期貨與現貨市場波動性之實證研究發現，期貨市場內之波動會以不對稱之形式單向傳導至現貨市場。但，勵志雄(1999)、劉美纓等(2001)均指出期貨與現貨市場間之報酬波動互以不對稱之方式相互影響。因此，本文依據國內學者之實證結果推論：

【假說七】 台股指數期貨與現貨間之報酬波動，互以不對稱之方式相互影響。

4 研究方法

為探討美國股市、與總體經濟訊息宣告之衝擊對台灣期貨與現貨之報酬波動傳導效果，相關之研究方法、樣本來源與資料選取問題說明如下：

4.1 實證模型

1、雙元 GJR-GARCH 模型

以往的研究多以一般自我迴歸條件變異數模型(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model ,GARCH)來衡量報酬與波動性之議題，但 GARCH 模型忽略了波動不對稱之特性，因此，Glosten, Jagannathan and Runkle (1993) 修正傳統的 GARCH 模型，將資訊造成條件波動不對稱的反應納入模型中，發展出不對稱的 GARCH(GJR-GARCH)模型。Engle and Ng(1993)研究發現 GJR-GARCH 模型最能精確捕捉日本股市波動不對稱之現象，而王牲(1995)亦發現 GJR-GARCH 模型配適台股為最佳。因此，本文擬以二元 GJR-GARCH 模型來探討美國股市與總體訊息宣告對台灣期貨與現貨市場波動性之衝擊，藉以捕捉市場波動不對稱之特性。許多國外相關的研究指出 GARCH(1,1)模型足以捕捉金融資產報酬的特性，因此，本研究應用的 GARCH 相關模型之條件變異數方程式的落後階次 p 與 q 皆認定為 1。

在多變量 GARCH 模型當中，有待估計之參數相當多，故為了降低參數估計技術上之困難，本文擬採用兩階段估計式進行實證；亦即，先估計美國股市之標準化衝擊(附錄一)，再代入台灣期貨及現貨市場波動方程式中，藉以了解美國股市之衝擊對台灣證券市場的影響。雙變量 GJR-GARCH(1,1)實証模型說明如下：

報酬率方程式：

$$R_{i,t} = \alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^2 \beta_{i,j} R_{j,t-1} + \beta_{i,3} R_{us,t-1} + \sum_{p=cpi}^{um} \beta_{i,p}^{US} D_{p,t-1}^{US} + \sum_{p=cpi}^{um} \beta_{i,p}^{TA} D_{p,t}^{TA} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

條件波動方程式：

$$H_{i,t} = c_i + va_{i,i} h_{i,t-1} + vb_{i,i} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \sum_{j=1}^2 vc_{i,j} S_{j,t-1} \varepsilon_{j,t-1}^2 + vd_i Z_{us,t-1} + \sum_{p=cpi}^{um} vf_{i,p}^{us} D_{t-1,us} + \sum_{p=cpi}^{um} vf_{i,p}^{TA} D_{t-1,TA} \quad (2)$$

$$H_{i,t,j} = \rho_{i,j} (H_{i,t} H_{j,t})^{1/2}, \text{ 當中 } i, j = 1, 2 \text{ 而 } i \neq j \quad (3)$$

式中， $i = 1, 2$ 分別代表期貨、現貨指數日報酬率； R_{us} = Nasdaq 指數報酬率；

$p = \text{CPI}$ 、 IP (工業生產宣告)、 UM (失業率宣告)；

$D_{p,t}$ = 虛擬變數，宣告日為 1，其餘為 0；

$S_{j,t-1}$ = 虛擬變數，若 $\varepsilon_{j,t-1} < 0$ 則值為 1，其餘為 0；

$Z_{us,t-1}$ = 美國市場之標準化創新(standardized innovations)。

條件波動方程式(2)之意義說明如下：

- A. $va_{i,i}$ 為落遲係數 (lag coefficient)、 $vb_{i,i}$ 為誤差係數 (error coefficient)，若兩係數顯著為正，表示波動之衝擊持續，而波動持續的程度可由 $va_{i,i} + vb_{i,i}$ 來衡量。
- B. $vc_{i,j}$ 為不對稱性的衡量係數 (asymmetric coefficient)，若係數顯著為正，表示壞消息對期貨或現貨造成的報酬波動大於好消息所造成的波動。
- C. 分以 $\beta_{i,3}$ 與 $Z_{us,t-1}$ 來衡量美國股市的衝擊、以 $\beta_{i,p}$ 與 $vf_{i,p}$ 總體經濟訊息宣告對台灣期貨與現貨市場之價格變動與波動的影響。若外生變數顯著異於零，表示台灣期貨與現貨市場會因美國股市波動與消息公佈而產生影響。

在(3)式中，本文採用關聯係數為固定不變的假設，並利用 BHHH(Berndt, Hall, Hall and Hausman)演算法進行反覆估計模式參數，求出最大概似估計值。

2、模式診斷

本文以標準化衝擊序列來鑑定模式配適之適切性。首先，利用 Ljung-Box Q 統計量進行序列相關檢定。此外，採用 Engle 與 Ng(1993)提出之診斷性檢定法進行鑑定，其中包含了符號偏誤檢定(size bias test, SBT)、負程度偏誤檢定(negative size bias test, NBST)、正程度偏誤檢定(positive size bias test, PBST)以及聯合檢定(joint test, JT)。設立之迴歸估計式如下：

$$Z_t^2 = a + b_1 S_t^- + b_2 S_t^- \varepsilon_{t-1} + b_3 S_t^+ \varepsilon_{t-1} + v_t$$

式中， ε_t ：為未預期報酬變動；

Z_t ：經標準化之殘差(standardize residuals)

S_t^- ：為虛擬變數，若 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，即當未預期變動為負值（壞消息）時，則

$S_t^- = 1$ ；其餘，為 0； $S_t^+ = 1 - S_t^-$ ：為虛擬變數。

SBT 主要在驗證正報酬與負報酬衝擊對條件波動的影響效果、NBST 在檢驗不同程度的負報酬衝擊對條件波動之影響效果、PBST 在驗證不同程度的正報酬衝擊對條件波動之影響效果，三者分別就 b_1 、 b_2 、 b_3 進行 t 檢定。此外，檢驗負程度與正程度偏誤估計係數相加是否顯著不為零，來探討是否存在負程度偏誤效果等於正程度偏誤效果的現象。若兩係數和顯著不為零，則代表不對稱效果存在，而檢定統計量為 F 統計量。

4.2 變數操作型定義

1、報酬率之計算：

$$R_t = (\ln Y_t - \ln Y_{t-1}) \times 100$$

式中 R_t ：代表第 t 日市場報酬率； Y_t ：代表第 t 日收盤價指數；
 Y_{t-1} ：表第 $t-1$ 日收盤價指數

2、總體經濟指標之宣告

宣告日是以政府機關定期發布日後第一個交易日。如宣告日恰遇例假日，則順延一日。

表 1. 總體經濟指標宣告日

國別	指標名稱	宣告日	公佈機構
美國	消費者物價指數	每月 11~17 日	勞工部勞工統計局
	失業率	每月第一個星期五	勞工部勞工統計局
	工業生產指數	每月 14~17 日	Fed
台灣	消費者物價指數	每月 5 日	行政院主計處
	失業率	每月 24 日	行政院主計處
	工業生產指數	每月 21 日	經濟部統計處

在此，將訊息宣告日設立虛擬變數估入模型當中，宣告日為 1，其餘為 0。

4.3 資料來源與處理

本研究將以美國 Nasdaq 指數、台灣加權股價指數與指數期貨為對象，探討美國之報酬波動對台股的波動傳導效果，以及美國與台灣總體經濟訊息宣告對台灣證券市場的影響。研究期間自 1998 年 10 月 1 日至 2003 年 9 月 19 日止間各指標之日收盤價，資料來源以教育部 AREMOS 經濟統計資料庫為主，美國與國內總體經濟指標之宣告日資料分別搜尋自工商時報、行政院主計處與經濟部統計處。研究期間內，台灣與美國宣告日共計分別為 156、159 筆。

本文以每日收盤價資料為樣本，但考量到各國家之交易日不同，且休假日有所差異，所以在處理資料時，若遇及非同步交易的問題（nonsynchronous），則將當日資料予以刪除，僅保留四國共同交易之日資料。其次，台股指數期貨之期貨契約不只一種，包括交易當月、最近之 3、6、9、12 月份，每日皆有多個契約在市場交易，其中以最近期之契約之交易最為活絡。是故，本文以最近期之契約收盤價為研究對象。

5 實證研究結果與分析

5.1 實證資料之基本統計分析

本研究各樣本之基本統計分析結果列於表 2。由表 2 可觀察到樣本期間內除 Nasdaq 外，台股現貨與期貨之平均報酬率為負值，顯示台股現貨與期貨在觀察

期間內的價格，平均處於下跌的情況。觀察台股指數期、現貨市場的平均數與變異數，可發現兩者報酬之平均值相當，但期貨的波動性大於現貨市場，顯示出期貨市場的槓桿程度較大。若由偏態與峰態係數來看，台股期貨與現貨報酬率為左偏且高狹峰的型態，而 Nasdaq 報酬率屬於右偏的型態，Jarque-Bera 之常態檢定結果顯示三市場之日報酬皆顯著異於常態分配。

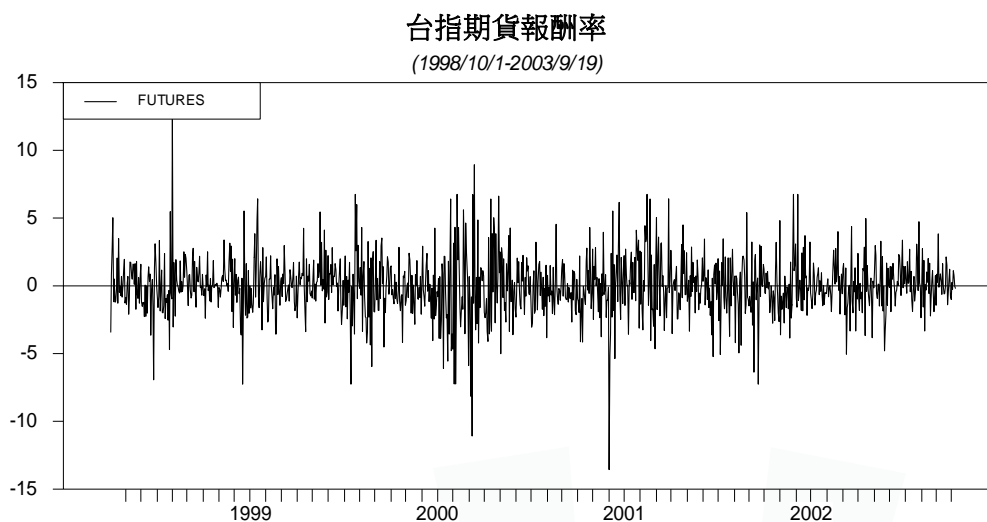
表 2. 報酬率之基本統計量

	台指期貨報酬	台股現貨報酬	Nasdaq 指數報酬
觀察值	1179	1179	1179
平均數	-0.011965178	-0.012878743	0.014178885
變異數	4.838459	3.740767	5.746246
偏態係數	-0.01475	-0.13398	0.10297
峰態係數	3.58214	2.64175	1.94889
Jarque-Bera	630.40189***	346.36181***	188.66951***
Statistics	(0.000)	(0.000)	(0.000)

5.2 變異性異質性檢定

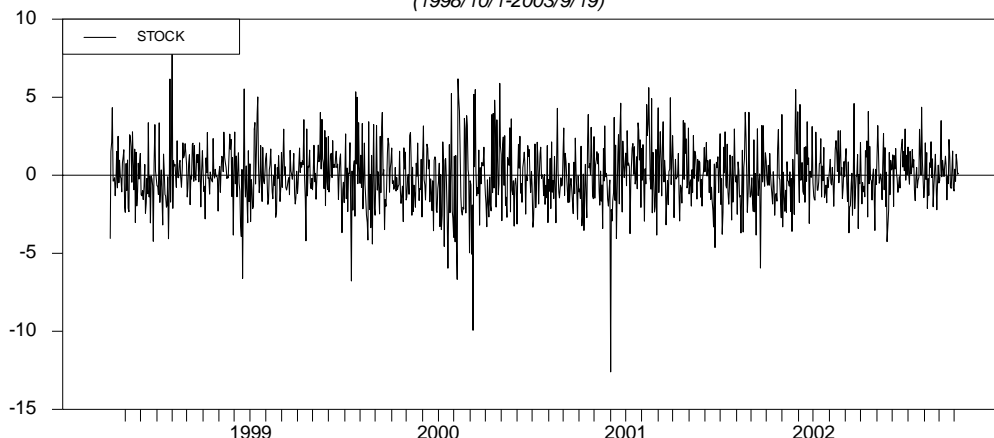
1、時間序列趨勢圖

首先，將各報酬資料之時間趨勢圖繪製於圖一、二、三。



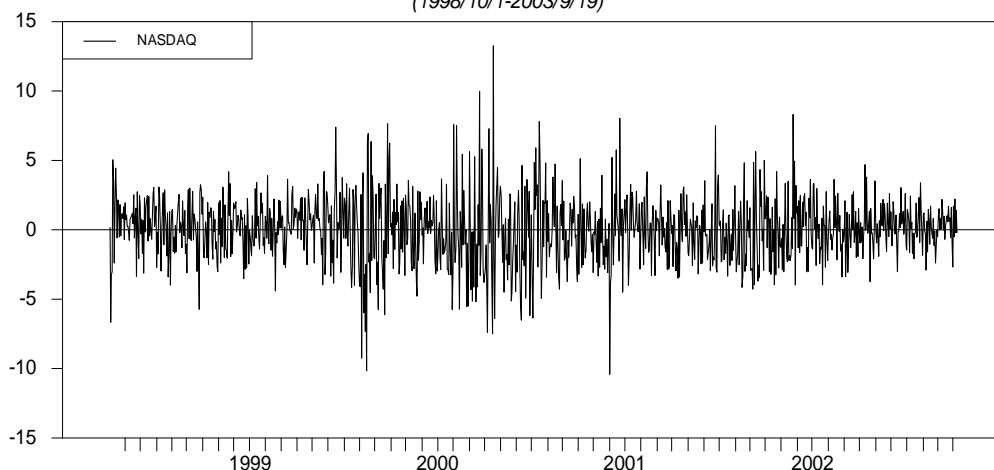
圖一 台指期貨報酬率趨勢圖

台股報酬率
(1998/10/1-2003/9/19)



圖二 台灣加權股價指數報酬率趨勢圖

Nasdaq報酬率
(1998/10/1-2003/9/19)



圖三 Nasdaq 指數報酬率趨勢圖

如圖一、二、及三所示，各報酬率序列之波動趨勢皆具波動叢聚的現象，亦即「大（小）波動伴隨著大（小）波動」。

2、ARCH 效果檢定

檢驗報酬率序列資料是否存在異質性(heteroscedasticity)，即是否存在 ARCH 效果，以判別是否得以配適衍生之 GARCH 模型。在此，本文擬採用 Engle(1982) 提出的拉氏乘數(Lagrange Multiplier, LM test)檢定進行驗證。

表 3. ARCH 效果檢定

	台股期貨報酬率	台股現貨報酬率
LM(12)	22.944589*	19.210334*

註：*代表 5%的顯著水準

由表 3 可發現，不論台股期貨或現貨報酬均拒絕無 ARCH 效果之虛無假設，表示殘差項的變異數具有 ARCH 效果。因此，本文採用 GARCH 相關模型來進行估計。

5.3 單根檢定

在進行報酬波動之關聯性分析之前，須先確認報酬率之時間序列呈現定態，避免建構的迴歸模式出現「假性迴歸」(spurious regression)的現象。本研究應用 Dickey and Fuller(1981)提出的 ADF(Augmented Dickey-Fuller, ADF)檢定來檢視台股期貨與現貨報酬、以及美國 Nasdaq 之報酬時間序列的平穩性，結果列於表 4。

表 4. ADF 檢定結果

	台股期貨報酬率	台股現貨報酬率	Nasdaq 指數報酬率
ADF 統計量	-23.4105*	-22.8448*	-13.2347*

註：*代表 5%的顯著水準

由表 4 可知，在任何顯著水準下，台股指數期貨與現貨、以及美國 Nasdaq 指數之報酬時間序列均拒絕數列具單根之虛無假設，顯示數列已具穩定的特性。

5.4 報酬波動之關聯性分析

為捕捉報酬衝擊對波動之不對稱效果，本文以雙變量 GJR-GARCH(1,1)模型來估計美國 Nasdaq 指數與總體經濟訊息宣告對台灣期貨與現貨市場之報酬率與波動性之傳導效果，實證結果列於表 5。

由表 5 可知，台灣期貨與現貨市場存有相當顯著的 ARCH 與 GARCH 效果，亦即，條件變異數受前期報酬之波動性與前期報酬殘差平方項之影響程度頗大。接著，針對本文之研究假說進行驗證。

1、指數期貨與現貨市場之交互動態關聯性

由表 5 發現，代表領先落後關係之係數($\beta_{1,2}$ 、 $\beta_{2,1}$)僅有 $\beta_{1,2}$ 顯著，顯示現貨市場具顯著價格領先之功能。此結果與 Wahab and Lashgari (1993)、劉美纓等(2001)等之研究結果相符。在條件變異數方面，不對稱效果之估計係數($vc_{1,1}$ 、 $vc_{1,2}$ 、 $vc_{2,1}$ 、 $vc_{2,2}$)均十分顯著，可發現期貨與現貨市場均存在波動不對稱性現象。其中， $vc_{1,2}$ 與 $vc_{2,1}$ 都相當顯著，顯示期貨與現貨間之報酬波動，互以不對稱之方式相互影響。

2、美國股市對台灣證券市場之衝擊影響

在報酬的傳遞上，代表美國股市之報酬衝擊的係數($\beta_{1,3}$ 與 $\beta_{2,3}$)皆相當顯著，

而由兩係數值可得知，美國股市報酬變動一個百分點時，台灣期貨與現貨報酬會變動零點一至零點二不等的百分點。波動性方面，衡量美國股市之對條件變異數之衝擊係數(vd_1 、 vd_2)皆十分顯著，可看出美國股市對台灣期貨與現貨之波動外溢效果。整體而言，美國股市對台灣證券市場有強烈的傳遞效果。

3、總體經濟訊息宣告之影響

由宣告的總體經濟訊息來看，美國工業生產宣告對期貨與現貨報酬有顯著影響，而台灣物價指數宣告對現貨報酬具影響力。對波動性的影響方面，美國與台灣任何一項總體經濟訊息宣告皆未對台灣期貨與現貨市場之波動性造成影響。

實證結果顯示，除了工業生產外，台灣期貨與現貨報酬對美國總體經濟訊息宣告之反應並不顯著，究其原因可能為：(1)在不同的景氣下，投資人對經濟訊息有不同的解釋，使得好消息與壞消息的影響相互抵銷，導致結果的不顯著；(2)台灣證券市場仍具有弱勢效率，且採行 7% 的漲跌幅限制，致使資訊流通受阻，導致無法立即反應資訊的宣告。

表 5. 台灣期貨與現貨市場之波動關聯性

	期貨報酬		現貨報酬	
	估計值	t-test	估計值	t-test
$\alpha_{i,1}$	-0.0618	0.0669	-0.0590	-0.9682
$\beta_{i,1}$	-0.4608*	-6.6436	-0.0781	-1.2591
$\beta_{i,2}$	0.4403*	5.5853	0.1002	1.3847
$\beta_{i,3}$	0.2073*	8.2581	0.1977*	8.6350
$\beta_{i,cpi}^{US}$	-0.2830	-1.1102	-0.2813	-1.2136
$\beta_{1,IP}^{US}$	0.9108*	3.3943	0.8228*	3.6687
$\beta_{i,um}^{US}$	-0.2640	0.2600	-0.2652	0.2261
$\beta_{i,cpi}^{TA}$	0.4197	1.5471	0.4743*	0.0345
$\beta_{i,IP}^{TA}$	0.0650	0.2473	0.0397	0.8584
$\beta_{i,um}^{TA}$	0.3604	1.2511	0.1919	0.4475

註：*代表 5% 的顯著水準、**代表 10% 的顯著水準

表 5(續). 台灣期貨與現貨市場之波動關聯性

	期貨報酬		現貨報酬	
	估計值	t-test	估計值	t-test
c_i	0.0974*	2.3695	0.1939*	4.1873
va_i	0.9040*	78.1809	0.8727*	52.5049
vb_i	0.0189*	2.5908	0.0049	0.4953
$vc_{i,1}$	-0.0472**	-1.8421	-0.0390*	-1.9962
$vc_{i,2}$	0.1851*	5.70514	0.1892*	5.8357
vd_i	-0.0594*	-2.0893	-0.0390*	-1.9962
$vf_{i,cpi}^{US}$	-0.5940	-1.2230	-0.0085	-0.0195
$vf_{i,ip}^{US}$	-0.5102	-1.0643	0.0615	0.1556
$vf_{i,um}^{US}$	-0.2784	-0.8124	-0.2837	-0.8213
$vf_{i,cpi}^{TA}$	-0.3026	-0.8266	0.1587	0.4063
$vf_{i,ip}^{TA}$	-0.5930	-1.4494	-0.0410	-0.1032
$vf_{i,um}^{TA}$	0.4444	1.1383	0.0861	0.2454
$\rho_{1,2}$	0.9383*			

註：*代表 5%的顯著水準、**代表 10%的顯著水準

4、模式診斷

由表 6 為模式的診斷性檢定，驗證序列相關之 Ljung-Box 統計量皆接受無序列相關之虛無假設。表 7 為台灣期貨與現貨市場標準化衝擊的不對稱性檢定，結果並無顯著的偏差，亦即，二元 GJR-GARCH 模型可捕捉到期貨與現貨市場中波動不對稱的現象。總之，二元 GJR-GARCH 模型可捕捉台灣期貨與現貨市場一階與二階動差日變動之特性，同時，有些總體經濟訊息宣告變數以及美國股市的變動可說明台灣期貨與現貨市場之日報酬波動。

表 6. 標準化創新之 Ljung-Box Q 統計量

	台股期貨報酬率	台股現貨報酬率
LB(20)	14.6230 (0.7975)	14.4509 (0.8069)
LB(20) ²	13.7719 (0.8418)	16.4349 (0.6893)

註：*代表 5%的顯著水準，()括弧內為 p 值。

表 7. 標準化創新之符號偏誤檢定

	期貨報酬	現貨報酬
SBT	-0.1297(0.3056)	-0.0947(0.4177)
NBST	0.0742(0.1312)	0.0851(0.0976)
PBST	-0.0352 (0.4688)	-0.0719 (0.7937)
JB	5.0201 (0.1703)	7.3273 (0.1620)

註：*代表 5%的顯著水準，()括弧內為 p 值。

6 結論

本研究採用 GJR-GARCH(1,1)模型來檢視國際主要股市-美國對台灣證券市場之影響、美國與台灣總體經濟訊息宣告是否會影響台灣期貨與現貨之報酬變動、台灣期貨與現貨市場間之交互動態關聯性。

歸納實證分析結果，本研究可得到以下結論：

1、美國股市之衝擊影響

美國股市之變動會顯著影響台灣期貨與現貨之一階與二階動差，亦即，美國股市之資訊會產生跨市場外溢的現象。

此一結論支持【假說一】 美股之報酬對台灣股價指數期貨市場之報酬波動傳導效果顯著；與【假說二】 美股之報酬對台灣股價指數現貨市場之報酬波動傳導效果顯著。

2、總體經濟訊息宣告之影響

一些總體經濟指標之宣告會導致台灣期貨與現貨之報酬產生變動。但此結果無法驗證【假說三】 總體經濟訊息宣告日，股價指數期貨市場會產生較高的波動性與【假說四】 總體經濟訊息宣告日，股價指數現貨市場會產生較高的波動性。

3、台股指數期貨與現貨報酬之動態關聯性

(1)台股指數現貨日報酬變動領先期貨報酬，具有價格發現之功能。 此結果並不支持【假說五】 台股指數期貨報酬領先現貨報酬。

(2)台股指數期貨與現貨報酬波動存在波動不對稱之現象，亦即，報酬率對好壞消息之反應程度並不一致。此結果支持【假說六】 台股指數期貨與現貨報酬均存有波動不對稱之現象。

(3)現貨市場的訊息對期貨市場對期貨市場造成之不對稱影響、以及期貨報酬對現貨報酬造成之不對稱影響皆相當顯著，亦即，兩市場具波動性外溢的現象(雙向互動關係)。此結果支持【假說七】 台股指數期貨與現貨間之報酬波動，

互以不對稱之方式相互影響。

在觀察國內經濟變動的同時，投資人應掌握美國股市之走向、正確解讀美國經濟指標變化所透露的訊息，領先市場一步在最對的時間，作出正確的投資決策。

附錄一 美國股市之 GJR-GARCH 模型估計

表 8. 參數估計

	估計值	t-test
β_0	0.05836 *	1.2620
β_1	0.00211 *	0.0691
VC	0.16090 *	10.4620
VA	0.89683 *	235.1120
VB	-0.01191	-2.9611
VD	0.16726 *	19.2332

註：*代表 5%的顯著水準。

表 9. 標準化衝擊之模式診斷

	估計值
平均數	-0.01377
變異數	1.00421
偏態係數	-0.07430
峰態係數	0.16697
LB(20)	14.6035(0.7986)
LB(20) ²	19.1816 (0.5100)

註：*代表 5%的顯著水準，()括弧內為 p 值。

模式：

$$R_{us,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{us,t-1} + \varepsilon_t$$

$$H_{us,t} = \alpha_0 + \alpha_1 H_{us,t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{us,t-1}^2 + \alpha_3 S_{us,t} \varepsilon_{us,t-1}^2$$

其中， $S_{us,t-1}$ = 虛擬變數，若 $\varepsilon_{us,t-1} < 0$ 則值為 1，其餘為 0。

參考文獻

一、國內文獻

- 王牲（1995），報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析，《證券市場發展季刊》，第七卷，第1期，125-161。
- 江明憲、陳英生（2001），台灣股市日內報酬波動之研究，《證券市場發展》，第13卷，第1期，99-132。
- 翁寬、盛瀚陞（2002），股價指數期貨與股價指數現貨間領先落後關係之實證研究-以總體經濟資訊宣告為例，《產業金融季刊》，第116期，2-21。
- 黃博怡、陳君達（2002），台灣與美日兩國股市股價的關聯性-分類股價指數門檻 GARCH 模型分析，《台灣銀行季刊》，第53卷，第4期，67-88。
- 蔡垂君（2003），台灣股價指數期貨與現貨之實證研究，國立台北大學企業管理研究所博士論文。
- 劉美纓、王牲、蔡美華（2001），台股指數現貨與期貨日內報酬波動不對稱關聯性之研究，《貨幣市場》，第5卷，第4期，17-40。
- 勵志雄（1999），開放摩根台股指數期貨交易對台灣股市波動與資訊傳遞影響之研究，高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文。

二、英文部分

- Antoniou, A., Holmes, P., & Priestley, R. (1998). The effects of stock index futures trading on stock index volatility: An analysis of the asymmetric response of volatility to news. *Journal of Futures Markets*, 18(2), 151-166.
- Crain, S. J., & Lee, J. H. (1995). Intraday volatility in interest rate and foreign exchange spot and futures markets. *The Journal of Futures Markets*, 15(4), 395-421.
- Ederington, L. H., & Lee, J. H. (1993). How markets process information: News releases and volatility. *The Journal of Finance*, 48(4), 1161-1191.
- Glosten, L., Jagannathan, R., & Runkle, D. (1989). Relationship between the expected value and the volatility of the nominal excess return and stocks. *Working Paper*, Department of Finance, Columbia University.
- Gwilym, O. AP, & Buckle, M. (2001). The lead-lag relationship between the FTSE100 stock index and its derivative contracts. *Applied Financial Economics*, 11(4), 385-393.
- Kearney, C. (2000). The determination and international transmission of stock market volatility. *Global Finance Journal*, 11(1-2), 31-66.

- Kim, S., & In, F. (2002). The influence of foreign stock markets and macroeconomic news announcements on Australian financial markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 571-582.
- Frino, A., Walter, T., & West, A. (2000). The lead-lag relationship between equities and stock index futures markets around information releases. *Journal of Futures Markets*, 20(5), 467-487.
- Koutoms, G., & Tucker, M. (1996). Temporal relationships and dynamic interactions between spot and futures stock markets. *Journal of Futures Markets*, 16(1), 55-69.
- Ng, A. (2000). Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin. *Journal of International Money and Finance*, 19, 207-233.
- Sim, A., & Zurbreugg, R. (1999). International volatility and price interactions between Australian and Japanese spot and futures stock index markets. *The Journal of Futures Markets*, 19(5), 523-540.
- Wahab, M., & Lashgari, M. (1993). Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A cointegration approach. *The Journal of Futures Markets*, 13(7), 711-742.